

La destagionalizzazione degli indici della produzione industriale: un
confronto tra approccio diretto e indiretto

Paola Anzini e Anna Ciammola

ISTAT
Direzione Centrale delle Statistiche Congiunturali
Ufficio del Direttore

La destagionalizzazione degli indici della produzione industriale: un confronto tra approccio diretto e indiretto

Paola Anzini e Anna Ciammola*

Riassunto

In questo lavoro viene offerta una valutazione dell'alternativa tra l'utilizzo dell'approccio diretto ed indiretto alla destagionalizzazione degli indici della produzione industriale. Nel caso delle serie esaminate, tale problema, che in letteratura ancora non trova una risposta definitiva, ha assunto un maggiore rilievo con il passaggio alla nuova base 2000=100. L'approccio diretto attualmente utilizzato per la destagionalizzazione degli indici aggregati (indice generale, Raggruppamenti Principali di Industrie, sezioni e sottosezioni), infatti, non garantendo il rispetto del vincolo di coerenza che lega l'indice generale agli indici delle aggregazioni sottostanti, sia in termini di livello che di variazioni congiunturali, ha fatto emergere alcuni problemi di interpretazione dei segnali congiunturali. Si è reso necessario, pertanto, testare i risultati ottenuti impiegando il metodo indiretto per la destagionalizzazione degli indici aggregati. Il lavoro è articolato in tre parti. Nella prima, viene effettuata, solo per l'indice generale, una verifica iniziale della coerenza tra i dati destagionalizzati col metodo diretto e quelli ottenuti per aggregazione degli indici relativi ai Raggruppamenti Principali di Industrie. Nella seconda, sono individuati ed analizzati i modelli di scomposizione degli indici di gruppo per poter ottenere indirettamente tutte le serie destagionalizzate di livello superiore e riuscire a migliorare la coerenza tra i dati destagionalizzati. Nella terza, sono confrontati i risultati ottenuti con i due approcci, relativamente all'indice generale, ai raggruppamenti principali di industrie e alle sezioni. Tale valutazione si è fondata su criteri essenzialmente empirici: verifica della presenza di stagionalità residua, analisi delle proprietà del processo di revisione dei dati e stima di alcune misure qualitative della discrepanza tra le serie destagionalizzate con i due approcci. La parte finale contiene alcune considerazioni conclusive e la soluzione offerta al problema della scelta del metodo più opportuno per la destagionalizzazione delle serie analizzate.

Abstract

In this paper an evaluation of the alternative between the use of direct or indirect procedure to seasonally adjust industrial production indices is presented. In this case, the problem, that in literature has not been definitely solved yet, became crucial in March 2003, when the new base 2000=100 was introduced. In fact, the direct approach presently being used for the seasonal adjustment of aggregate indices (total, main industrial groupings, sections and subsections), has given rise to some problems in the interpretation of short-term signals. This is due to the lack of coherence between total and lower seasonally adjusted level indices in terms of both index numbers data and month-to-month rates of

*Istituto Nazionale di Statistica, Direzione Centrale delle Statistiche Congiunturali, via Tuscolana, 1782, 00173 Roma. E-mail: anzini@istat.it; ciammola@istat.it.

change. Therefore, it has become necessary to test the performance of the results obtained through indirect seasonal adjustment of aggregate indices. The work is organized in three stages. The first one consists of an initial verification (only in the case of general index) of coherence between direct seasonally adjusted series and seasonally adjusted series obtained by aggregating indices of the main industrial groupings. The second phase deals with the identification of models of decomposition of group indices (3 digits) in order to indirectly obtain all higher level seasonally adjusted series, and to be able to improve coherence between seasonally adjusted data. In the third part, results of the two approaches are compared considering general index, indices by main industrial groupings and section indices. This evaluation is based on essentially empirical criteria: residual seasonality checking, data revision process analysis and estimate of some qualitative measures of the discrepancy between seasonally adjusted series obtained by the two approaches. The final part contains some conclusive remarks and offers a solution to the problem of choosing the most appropriate method in order to seasonally adjust the analyzed series.

Keywords: destagionalizzazione, modelli ARIMA, TRAMO-SEATS.

1 Introduzione

A partire dal marzo 2003, con la diffusione degli indici della produzione industriale in base 2000=100 riferiti a gennaio, i modelli utilizzati per la destagionalizzazione e per la correzione degli effetti di calendario sono stati rivisti. Inoltre, con l'introduzione della nuova base, è stata interrotta la diffusione degli indici per destinazione economica (beni di consumo, beni di investimento e beni intermedi) ed è stata avviata la pubblicazione degli indici relativi ai Raggruppamenti Principali di Industrie (RPI): beni di consumo durevoli, beni di consumo non durevoli, beni strumentali, beni intermedi ed energia. Queste ultime serie venivano già trasmesse ad EUROSTAT, ma solo a partire dal mese di marzo 2003 sono state diffuse in forma corretta e destagionalizzata.

Le principali novità introdotte con il passaggio alla base 2000 hanno riguardato:

1. il cambiamento del modello reg-ARIMA per l'indice generale della produzione industriale;
2. l'identificazione dei modelli reg-ARIMA per gli RPI;
3. il passaggio dal metodo proporzionale al metodo dei regressori per la correzione dei giorni lavorativi.

La revisione dei modelli impiegati per la destagionalizzazione avviene generalmente con cadenza annuale, ma le problematiche emerse nel corso del 2003 hanno richiesto una loro verifica ed un controllo di coerenza tra l'indice generale e gli indici riferiti alle aggregazioni sottostanti, con particolare riguardo agli RPI. L'interpretazione dei dati destagionalizzati e delle relative variazioni congiunturali, infatti, dovrebbe tener conto della relazione analitica che lega l'indice generale alle serie componenti relative agli RPI, alle sezioni ed alle sottosezioni. In altri termini, per le serie aggregate, i dati destagionalizzati dovrebbero risultare interni al *range* dei dati destagionalizzati delle serie componenti e la stessa condizione dovrebbe essere soddisfatta per le relative variazioni congiunturali. Poiché solo l'approccio indiretto garantisce il rispetto di tale vincolo, è stata testata la destagionalizzazione delle serie aggregate (indice generale, RPI, sezioni e sottosezioni) con il metodo indiretto, ottenuta, cioè, per aggregazione delle serie destagionalizzate relative ai gruppi ATECO¹.

L'approccio indiretto si distingue da quello diretto, attualmente utilizzato, per la sequenza con cui vengono effettuate le operazioni di aggregazione e di destagionalizzazione: nel primo la destagionalizzazione precede l'aggregazione, nel secondo le due operazioni sono effettuate nell'ordine inverso.

Il lavoro è organizzato come segue. Nel paragrafo 2 è stata verificata la coerenza tra l'indice generale e gli RPI, confrontando i dati dell'indice generale, destagionalizzati direttamente, con quelli ottenuti indirettamente per aggregazione degli RPI. In questa prima fase non è stato quindi adottato l'approccio indiretto 'puro', che, come specificato, avrebbe richiesto la destagionalizzazione degli indici dei gruppi. Tuttavia tale verifica, che è stata effettuata anche considerando modelli alternativi a quelli attualmente in uso, ha fornito utili indicazioni sulla frequenza e l'entità delle variazioni congiunturali fuori *range*. Nel paragrafo 3, al fine di migliorare la coerenza tra i dati destagionalizzati relativi ai diversi livelli di aggregazione, è stato impiegato l'approccio indiretto, partendo dalla destagionalizzazione dei gruppi ATECO. Trattandosi di serie mai prodotte in forma destagionalizzata, è stata effettuata un'analisi accurata dell'adeguatezza dei modelli reg-ARIMA individuati e delle proprietà delle relative componenti stagionali stimate. Nel paragrafo 4, limitatamente alle serie più aggregate (indice generale, RPI e sezioni), sono stati confrontati i dati destagionalizzati ottenuti con i due approcci. Poiché in letteratura non esistono ancora dei test soddisfacenti che permettano un confronto rigoroso, tale comparazione è stata effettuata mediante la verifica della presenza di stagionalità residua, l'analisi delle proprietà del processo di revisione e la stima di altre misure qualitative. Il paragrafo 5

¹Gli indici relativi agli RPI sono ottenuti per aggregazione degli indici dei gruppi (3 cifre ATECO) e pertanto la destagionalizzazione con l'approccio indiretto può essere effettuata solo a partire da quest'ultimo livello di aggregazione.

contiene le considerazioni conclusive. Tutti i risultati rappresentati nei grafici e riportati nelle tabelle finali sono stati ottenuti tramite il pacchetto statistico TRAMO-SEATS (Gomez e Maravall, 1996), nella versione DOS del 1998, adottato in ISTAT a conclusione dei lavori della Commissione di studio denominata *Seasonal Adjustment Research Appraisal* (Piccolo, 2000).

2 L'approccio diretto

Tra le principali novità introdotte con la revisione dei modelli di destagionalizzazione effettuata in occasione del passaggio alla base 2000, il cambiamento del modello reg-ARIMA per l'indice generale della produzione industriale è stata quella di maggiore rilevanza per gli effetti prodotti sulla serie destagionalizzata e sulle relative variazioni congiunturali. Con l'inserimento di un polinomio autoregressivo del terzo ordine, infatti, è stato possibile ottenere un segnale congiunturale abbastanza stabile, ma diverso da quello ottenuto per aggregazione dei segnali congiunturali degli RPI. Al fine di esaminare questo aspetto, cioè la coerenza tra i dati destagionalizzati dell'indice generale e quelli relativi agli RPI, sono state sperimentate due diverse alternative: l'applicazione, all'indice generale, del modello *airline* attualmente utilizzato per le serie degli RPI; l'estensione, a una o più serie degli RPI, del modello corrente dell'indice generale $((3, 1, 1)(0, 1, 1))_{12}$ nella simbologia di Box e Jenkins, 1976).

2.1 La revisione dei modelli reg-ARIMA

Indice generale

Con l'introduzione della nuova base, il modello reg-ARIMA precedentemente utilizzato ha subito due modifiche: è stato inserito l'effetto Pasqua ed è stato introdotto un polinomio autoregressivo del tipo $(1 - \phi_3 B^3)$. Entrambi gli interventi hanno inciso sulla serie destagionalizzata: l'effetto Pasqua ha modificato la parte deterministica della componente stagionale, mentre il polinomio autoregressivo ha modificato la parte stocastica, incrementando la varianza del relativo processo di innovazione. Con quest'ultimo intervento è stato possibile ottenere una serie destagionalizzata dal profilo più regolare ed un segnale congiunturale più chiaro, al costo di un leggero deterioramento della qualità della scomposizione e, di conseguenza, del processo di revisione dei dati destagionalizzati.

Nel corso del 2003 l'effetto Pasqua non si è mantenuto statisticamente significativo ed in alcune occasioni l'errore di revisione è stato consistente. Inoltre, il rispetto del principio della coerenza tra i diversi livelli di aggregazione, in particolare tra l'indice generale e gli RPI, ha reso necessario, in occasione della stima del dato di luglio 2003, un intervento *ad hoc* sulla parte deterministica del modello relativo all'indice dei beni di consumo durevole. La diagnostica, comunque, si è mantenuta sempre soddisfacente e le stime dei parametri abbastanza stabili.

L'eliminazione della parte autoregressiva dal modello, cioè il ritorno al modello *airline*², sebbene non sia confermata dai valori dei criteri BIC (*Bayesian Information Criterion*) e AIC (*Akaike Information Criterion*), permette di migliorare la qualità della scomposizione ma deteriora la diagnostica sui residui. L'eliminazione dell'effetto Pasqua, invece, non ha conseguenze statisticamente rilevanti sulla diagnostica dei residui e migliora leggermente il processo di revisione dei dati destagionalizzati.

Poiché la varianza dell'errore di revisione riportato nell'output della procedura SEATS si riferisce all'errore *teorico*, più precisamente all'errore dello stimatore *concurrent*³ rispetto allo stimatore finale,

²Il modello di tipo *airline*, o ARIMA $(011)(011)_{12}$, era stato utilizzato per le serie in base 1995=100, cioè sino all'inizio del 2003.

³Data una serie storica osservata, $\{x_1, x_2, \dots, x_T\}$, dove T è il numero delle osservazioni disponibili, per una generica componente c_t possono essere ottenuti diversi stimatori a seconda dell'istante temporale t per il quale si vuole ottenere una stima: stimatori preliminari $c_{t|T}$, per $t < T$, stimatori *concurrent* $c_{T|T}$, per $t = T$, stimatori finali c_t per $T \rightarrow \infty$. L'errore di revisione $e_{t|T}$ dello stimatore preliminare rispetto allo stimatore finale può essere definito come $c_t - c_{t|T}$. Va sottolineato, inoltre, che le revisioni sono dovute all'utilizzo di filtri simmetrici e quindi alla natura provvisoria degli stimatori e delle stime all'inizio e alla fine delle serie storiche.

sono stati stimati gli errori di revisione a 1, 2, 3, 6 e 12 passi, ottenuti, cioè, aggiungendo un numero corrispondente di osservazioni successive. Le rispettive statistiche, medie, varianze e MAPE (*Mean Absolute Percentage Error*), sono riportate nella tabella 1. Per poter separare l'errore di revisione dovuto al solo inserimento di ulteriori osservazioni da quello dovuto all'instabilità delle stime *concurrent* dei parametri del modello reg-ARIMA, tali statistiche sono state calcolate anche sulla serie linearizzata, fissando i parametri stimati con le osservazioni del periodo gennaio 1990 - settembre 2003. Dall'esame della tabella 1 possono essere dedotte le seguenti considerazioni:

1. il processo di revisione dei dati destagionalizzati ottenuti dal modello corrente non presenta un errore medio molto più ampio di quello associato al modello *airline*;
2. l'eliminazione della variabile di regressione per l'effetto Pasqua migliora le proprietà dell'errore di revisione;
3. l'effetto della stima *concurrent* dei parametri è trascurabile, a conferma della stabilità dei parametri stessi nell'arco dell'ultimo biennio.

Indice dei beni intermedi

Il raggruppamento dei beni intermedi è quello più importante, con un peso del 36% sul totale. Il modello corrente mantiene una diagnostica accettabile, ma a partire da maggio 2003 i test rifiutano l'ipotesi di incorrelazione dei residui al quadrato, cioè è segnalata la presenza di un legame non lineare. L'inserimento di un *Temporary Change* (TC) in corrispondenza dello stesso mese identifica un modello per il quale il valore della statistica del test Ljung-Box è al di sotto del valore critico. Nella tabella 2 sono riportate le statistiche relative agli errori di revisione che si ottengono con il modello corrente, attualmente utilizzato per la destagionalizzazione, e con quello appena proposto, che prevede la rimozione del dato anomalo. Per migliorare la coerenza tra i modelli di destagionalizzazione dell'indice generale e degli RPI, nel modello relativo ai beni intermedi si è verificata la possibilità di inserire un polinomio autoregressivo del terzo ordine. Il relativo parametro non è risultato statisticamente significativo, come del resto evidenziato dall'ispezione grafica del correlogramma dei residui.

Indice dei beni strumentali

L'indice dei beni strumentali pesa sull'indice generale il 24%. Nonostante la diagnostica si sia mantenuta soddisfacente nell'ultimo semestre, il coefficiente di autocorrelazione dei residui a *lag* 3 è risultato sempre statisticamente significativo. L'inserimento di un polinomio autoregressivo del terzo ordine ha consentito di migliorare l'adattamento del modello ai dati e di ridurre la varianza dei residui e i valori del BIC e dell'AIC; ha peggiorato, però, il processo di revisione delle stime preliminari dei dati destagionalizzati, come mostrano le varianze e i MAPE degli errori di revisione a 1, 2 e 3 passi riportati nella tabella 3. Nella figura 1 sono rappresentate le serie destagionalizzate ottenute dalla scomposizione dei due modelli: la nuova serie destagionalizzata e le relative variazioni congiunturali risultano meno irregolari.

Indici dei beni di consumo (non durevoli, durevoli e totale) e indice dell'energia

Per gli indici dei beni di consumo (non durevoli, durevoli e totale) i cui pesi sono, rispettivamente, il 23%, il 6% ed il 29%, e per l'indice dell'energia, il cui peso è del 12%, i modelli reg-ARIMA non hanno richiesto alcun intervento. Le diagnostiche, infatti, si sono mantenute soddisfacenti nel corso dell'ultimo semestre ed i parametri sono rimasti abbastanza stabili. Le statistiche relative all'errore di revisione delle stime preliminari dei dati destagionalizzati sono contenute nella tabella 4. Per i beni di consumo durevole il MAPE supera sempre lo 0,5% e raggiunge il valore di 1,1% per le revisioni a 12 passi. Il livello così elevato di quest'ultimo indicatore ha richiesto un'ulteriore verifica e, come per l'indice generale, medie, varianze e MAPE sono stati calcolati anche sulla serie linearizzata, fissando i parametri stimati in corrispondenza del settembre 2003. I risultati ottenuti dimostrano che revisioni così ampie non sono dovute all'instabilità dei parametri, ma sono tipiche del modello stimato sulla serie.

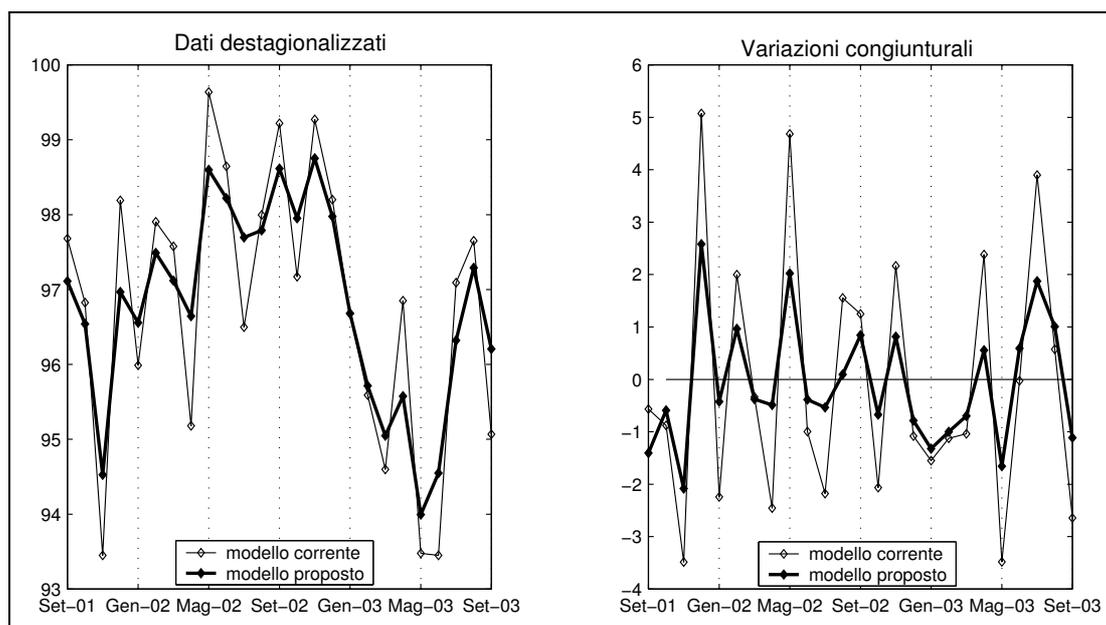


Figura 1: Dati destagionalizzati per l'indice dei beni strumentali

2.2 La coerenza tra l'indice generale e gli RPI

Al fine di valutare la coerenza tra i due livelli di aggregazione sono stati calcolati i dati destagionalizzati dell'indice generale, ottenuti sia per scomposizione diretta di diversi modelli, sia per aggregazione dei dati destagionalizzati relativi agli RPI (questi ultimi ottenuti sia dalla scomposizione dei modelli correnti sia dalla scomposizione dei nuovi modelli proposti nel paragrafo precedente). Le relative variazioni congiunturali sono riportate nella tabella 5 e 6. In grassetto, sono evidenziate le variazioni congiunturali dell'indice generale esterne al *range* di quelle calcolate sugli indici relativi agli RPI. Tale inconveniente, che può presentarsi adottando l'approccio diretto, rende difficile l'interpretazione del segnale congiunturale proveniente dai dati destagionalizzati. Per l'indice generale sono stati presi in considerazione quattro modelli alternativi:

1. il modello *airline* con effetto Pasqua;
2. il modello *airline* senza effetto Pasqua;
3. il modello *airline* con polinomio autoregressivo del terzo ordine e con effetto Pasqua;
4. il modello *airline* con polinomio autoregressivo del terzo ordine e senza effetto Pasqua.

Per misurare le discrepanze tra approccio diretto ed indiretto relativamente al periodo gennaio 2001 - settembre 2003, sono state calcolate le medie delle variazioni congiunturali prese in valore assoluto.

Dal punto di vista della coerenza tra i diversi livelli di aggregazione, i risultati conseguiti con il modello $(3,1,1)(0,1,1)$ senza effetto Pasqua, per l'indice generale, e con i modelli proposti nel paragrafo precedente, per gli indici dei beni strumentali e dei beni intermedi, sono perfettamente confrontabili a quelli ottenuti con i modelli *airline*.

I vari tentativi hanno dimostrato, in sostanza, che il problema delle variazioni congiunturali dell'indice generale esterne alle variazioni congiunturali degli RPI è tipico dell'approccio diretto e che l'adozione del modello *airline* per tutti gli indici non garantisce una perfetta coerenza.

3 L'approccio indiretto

In questo paragrafo vengono illustrati i principali risultati dell'applicazione della procedura TRAMO-SEATS per la destagionalizzazione degli indici della produzione industriale considerati ad un livello di dettaglio a tre cifre (gruppi) della classificazione ATECO 2002. Solamente per la sezione C (estrazione di minerali) sono state considerate le serie ad un livello di aggregazione superiore (sottosezione), non essendo stato possibile ricostruire i gruppi appartenenti alle sottosezioni CA e CB in cui essa si articola. Successivamente vengono derivate, per aggregazione, le serie destagionalizzate relative agli indici delle divisioni (due cifre ATECO), delle sottosezioni, delle sezioni, degli RPI e dell'indice generale.

3.1 La destagionalizzazione delle serie dei gruppi

Le serie esaminate, considerate nella nuova base 2000, sono 96 (due delle quali, la DJ272 e la DL335 non diffuse per questioni di riservatezza) e coprono il periodo gennaio 1990 - settembre 2003, ad eccezione di cinque di esse (DD205, DL321, DN362, DN371, DN372) che sono state introdotte con il nuovo sistema di classificazione e che pertanto sono disponibili solo a partire da gennaio 2001.

Per individuare i modelli ARIMA di scomposizione dei vari indici, sono state testate specifiche alternative come input del programma TRAMO-SEATS. Le specifiche utilizzate si differenziano per il numero di regressori inseriti per l'individuazione degli effetti deterministici (effetto *working day*, *leap year* ed effetto *holiday*). Le differenze stagionali e non stagionali sono state identificate automaticamente dal programma (IDIF=3) e sono stati ricercati polinomi fino al 3° ordine per la parte regolare, cioè per la parte non stagionale, e fino al 1° ordine per la parte stagionale (INIC=3). E' stato inoltre imposto un modello additivo (LAM=1), mostrando le serie analizzate una sostanziale stazionarietà in media e varianza, piuttosto che una crescita esponenziale, e tendendo il programma a selezionare un numero eccessivo di volte la trasformazione logaritmica. Tale imposizione è stata rimossa laddove la scomposizione moltiplicativa è risultata necessaria per risolvere alcuni problemi nelle diagnostiche e per alcune serie (es: E402) in cui l'ampiezza delle fluttuazioni stagionali risulta chiaramente correlata al livello della serie. Solo per 10 serie è stato selezionato un modello moltiplicativo (DA153, DD204, DE211, DJ281, DK293, DM353, DN361, DN362, DN366, E402).

Come si osserva dalla tabella 7, i modelli selezionati sono prevalentemente di tipo *airline*. Per quanto riguarda la parte stagionale, ad eccezione che per cinque serie (DM342, DN362, DN366, DN371, DN372), la componente MA (*Moving Average*) risulta significativa. Mentre per quanto riguarda la parte regolare, 17 delle rimanenti serie per le quali non viene individuato un modello ARIMA (0,1,1) risultano essere stazionarie in media e quindi non richiedere la trasformazione nelle differenze prime (nella maggior parte dei casi queste seguono un modello ARIMA (1,0,0)). Solo cinque serie presentano invece una forte componente autoregressiva, di ordine 3. Per quanto riguarda gli *outlier*, l'individuazione e la correzione è stata effettuata automaticamente dal programma (IATIP=1) limitando la ricerca dei valori anomali al periodo gennaio 1990 - novembre 2001 (INT2=-22) per evitarne l'identificazione nel segmento più recente della serie. Sono stati considerati di default (AIO=2) tre tipi di *outlier*: due di tipo transitorio (AO - *additive outlier*, TC - *temporary change*) e uno permanente (LS - *level shift*). La soglia di sensibilità è calcolata automaticamente dal programma in base alla lunghezza delle serie. Per quanto attiene la correzione delle serie dagli altri effetti deterministici quali quelli di calendario, è stato effettuato un test sulla presenza di effetti dovuti alla festività pasquale (IEAST=-1) e sono state sperimentate varie alternative per quanto riguarda l'effetto di calendario dovuto ai giorni lavorativi (ITRAD=-1 e ITRAD=-2) e l'effetto dovuto alle festività nazionali pubbliche e religiose, esplicitato mediante l'utilizzo di un regressore che tiene conto delle festività che cadono tra i lunedì ed i venerdì (effetto *holidays*).

L'effetto di calendario dovuto ai giorni lavorativi risulta significativo per la quasi totalità delle serie considerate (83), l'effetto *holidays* in 41 casi, mentre l'effetto legato alla diversa lunghezza del mese di febbraio e l'effetto Pasqua risultano essere significativi, rispettivamente, solo per 16 e per 7

delle serie analizzate. La costante è stata inserita nel modello solo in 15 casi, mentre per i rimanenti essa non è risultata significativa.

Le principali diagnostiche considerate, relative ai test sui residui di TRAMO (Ljung-Box, Ljung-Box sui residui al quadrato, test di normalità) e ai test sui residui di SEATS (Box-Pierce e Box-Pierce sui residui al quadrato), sono riportate nella tabella 8, in cui sono evidenziati in grassetto i valori delle statistiche rifiutate al livello di significatività del 5%.⁴ Come si evince dall'esame della tabella, i risultati sono soddisfacenti per la quasi totalità delle serie analizzate.

Solamente per qualche serie l'ipotesi nulla di normalità dei residui viene rifiutata al livello di confidenza del 5% (in particolare valori elevati si riscontrano per la DM342 e la DN366). Tuttavia ciò è prevalentemente da attribuire alla presenza, nei mesi più prossimi agli estremi delle serie analizzate, di alcuni *outlier* non rimossi in quanto esclusi dall'intervallo definito per la ricerca degli stessi. Complessivamente, per le serie analizzate si ha un buon adattamento dei modelli di scomposizione ARIMA individuati. Solamente in un numero ridotto di serie (DA153, DA155, DB171, DD204, DG242, DG247, DJ271, DK291, DM343, DN363) il modello individuato non risulta perfettamente adeguato. Da un'analisi più dettagliata dell'output di SEATS emerge che solo nel caso di quattro serie (DB172, DB175, DK296, E402), la statistica di Box-Pierce segnala la presenza di stagionalità residua al livello del 5%.

Con riferimento alla serie DN361, già diffusa in forma destagionalizzata, si è preferito mantenere il modello di destagionalizzazione attualmente in uso, sebbene quello identificato automaticamente, ricco di *outlier*, presenti delle diagnostiche migliori. Ciò è stato fatto per evitare l'introduzione di un numero eccessivo di osservazioni anomale, che il nuovo modello di scomposizione avrebbe comportato, all'interno della serie destagionalizzata del corrispondente RPI (consumo durevole).

Per quanto riguarda le serie disponibili solo a partire dal gennaio 2001, per le quali si dispone di un numero molto limitato di osservazioni (33), le diagnostiche disponibili evidenziano un buon adattamento dei modelli alle serie analizzate. In tutti i casi non viene inserita la costante nei modelli e l'effetto *holiday* non risulta significativo, mentre ad eccezione che per una serie l'effetto *working day* e l'effetto Pasqua non risultano essere significativi.

Per quattro delle serie esaminate (DF231, DG241, DL315, E403) la stagionalità stimata è risultata di natura prevalentemente deterministica, come segnalato dai rispettivi valori stimati dei parametri MA stagionali, molto prossimi ad 1 in valore assoluto (si veda il paragrafo 4.3). In questi casi, per meglio comprendere se ciò sia da attribuire ad una sovradifferenziazione stagionale o alla presenza di una componente stagionale di natura deterministica, è stata effettuata un'ulteriore analisi esaminando le diagnostiche presenti nella procedura X-12-ARIMA. In particolare, è stata presa in considerazione la statistica qualitativa M7, che indica la quota di stagionalità mobile rispetto a quella stabile, i cui valori hanno confermato la presenza di componenti stagionali di natura deterministica per le serie in questione.

3.2 La destagionalizzazione delle serie aggregate

Una volta stimati i modelli di scomposizione ARIMA per le serie dei gruppi ed ottenuti i dati destagionalizzati, questi ultimi sono stati aggregati seguendo uno schema piramidale. Dal momento che gli indici analizzati per il periodo 1990-2001 sono stati ricostruiti nella base 2000=100 mediante una procedura di slittamento diretto, i sistemi di ponderazione utilizzati nelle precedenti basi (1990=100 e 1995=100) sono stati aggiornati⁵. Sono state derivate, quindi, le serie destagionalizzate relative alle divisioni, alle sottosezioni, alle sezioni, agli RPI ed infine all'indice generale. Ad eccezione che per le

⁴Cfr. Ljung-Box (1978), Pierce (1978) e McLeod and Li (1983).

⁵L'aggiornamento dei pesi originari viene effettuato per attribuire maggiore (minore) importanza ai settori s per i quali i rispettivi indici, espressi nella vecchia base, hanno fatto registrare, nel nuovo anno base, un livello medio superiore (inferiore) a quello dell'indice generale. Analiticamente, la rettifica del coefficiente di ponderazione assegnato al settore s nell'anno base $b = 100$, bW_s , deriva dalla seguente relazione:

serie degli RPI, ottenute a partire dalle serie destagionalizzate dei gruppi, tutti gli altri indici sono stati ottenuti aggregando le serie destagionalizzate del livello immediatamente inferiore e arrotondando i dati ad una cifra decimale. In questo modo è stata ripercorsa la procedura adottata per il calcolo degli indici grezzi.

Nelle figure 2, 3, \dots , 23 sono riportati i dati destagionalizzati direttamente ed indirettamente per l'indice generale e gli RPI e, per gli ultimi tre anni, le rispettive variazioni congiunturali che evidenziano meglio le differenze tra i due approcci. Per quanto riguarda l'indice generale, i dati ottenuti con l'approccio indiretto sono stati confrontati con quelli derivanti dalla scomposizione del modello *airline* e del modello corrente $(3, 1, 1)(0, 1, 1)_{12}$.

Le discrepanze maggiori si registrano per le serie dell'indice generale (figure 2 e 3), della sezione D (figure 8 e 9) e dei beni strumentali (figure 14 e 15), destagionalizzate mediante la scomposizione di un modello di tipo $(3, 1, 1)(0, 1, 1)_{12}$. Le differenze riscontrate per gli indici relativi ai beni di consumo durevoli (figure 16 e 17) e ai beni di consumo totali (figure 22 e 23) sono dovute, invece, all'inserimento, nei rispettivi modelli, di una variabile dicotomica per l'individuazione e la rimozione di un dato anomalo in corrispondenza del dicembre 2000. Tali evidenze confermano che l'uso di modelli ricchi di parametri e di variabili di regressione possono far registrare delle discrepanze consistenti tra i due approcci, in particolar modo quando le serie storiche componenti sono numerose. Nel paragrafo successivo, per l'indice generale, gli RPI e le sezioni, viene approfondito il confronto tra l'approccio diretto e quello indiretto utilizzando diversi criteri empirici.

4 Confronto tra metodo diretto e metodo indiretto

Il confronto tra metodo diretto e indiretto per la destagionalizzazione di serie storiche ottenute per aggregazione settoriale e/o geografica rappresenta, per gli Istituti di Statistica, un aspetto di notevole rilevanza applicativa, soprattutto in sede di divulgazione dei dati. La letteratura statistica, tuttavia, non ha mostrato per questo problema lo stesso interesse manifestato, invece, per l'aggregazione e la disaggregazione temporale. Da un punto di vista strettamente metodologico, infatti, una delle trattazioni più esaustive risale a quasi trent'anni fa ed è stata condotta in Geweke (1976). L'autore, collocando la destagionalizzazione di serie aggregate in un contesto multivariato, ha dimostrato la superiorità, in termini di *Mean Square Error* (MSE) dello stimatore finale, dell'approccio multivariato rispetto a quello univariato, sia diretto che indiretto, senza trarre, tuttavia, delle conclusioni sulle *performance* di quest'ultimo.

Venti anni dopo, Ghysel (1997) ha esaminato l'opportunità di destagionalizzare direttamente l'aggregato o di aggregare le serie componenti destagionalizzate, utilizzando, come criterio di discriminazione, il MSE dello stimatore finale e formalizzando le condizioni per le quali uno dei due approcci supera l'altro. La sua analisi, condotta non solo in un contesto *model based*, ma estesa anche all'uso di filtri uniformi (filtri *ad hoc*), ha dimostrato che l'approccio diretto, in molti casi, assicura dei risultati migliori rispetto a quello indiretto.

Recentemente, Campolongo e Planas (2000), affrontando il problema della destagionalizzazione di serie storiche aggregate, hanno confrontato il metodo univariato, diretto ed indiretto, con quello multivariato. La portata del loro lavoro si basa su due contributi originali:

1. sono stati presi in considerazione, come criteri di scelta, la varianza dello stimatore finale e la varianza dell'errore di revisione dello stimatore *concurrent*;
2. sono stati proposti, in un contesto univariato, due modelli per la serie aggregata, l'uno derivato direttamente sulla serie stessa, l'altro ottenuto per aggregazione dei modelli individuati sulle serie

$${}^{b,r}W_s = {}^bW_s \times \frac{{}^b\bar{I}_{s,b+5}}{{}^b\bar{I}_{b+5}}.$$

${}^{b,r}W_s$ è il peso rettificato, mentre ${}^b\bar{I}_{s,b+5}$ e ${}^b\bar{I}_{(b+5)}$ rappresentano, per l'indice s e per l'indice generale, i livelli medi nell'anno $b+5$ calcolati nella base $b=100$ (si è tenuto conto dell'aggiornamento quinquennale della base).

componenti, sebbene nelle applicazioni sia stato impiegato solo quest'ultimo modello (modello *aggregato*).

Inaspettatamente, la scomposizione in un contesto multivariato, computazionalmente molto complessa, ha fornito delle prestazioni deludenti in termini di varianza dell'errore di revisione. È stato confermato, invece, il principio, raccomandato anche da Eurostat, di aggregare le serie componenti destagionalizzate quando le loro caratteristiche sono molto diverse e di destagionalizzare le serie aggregate quando le caratteristiche delle serie componenti sono simili. In quest'ultimo caso, infatti, la discrepanza tra l'approccio diretto e l'approccio indiretto è generalmente 'trascurabile' e la destagionalizzazione diretta della serie aggregata è qualitativamente migliore, soprattutto in un contesto *model based*.

In un recente lavoro, Otranto e Triacca (2002) hanno proposto un criterio per misurare tale discrepanza. Avvalendosi della metrica autoregressiva originariamente proposta da Piccolo (1989, 1990) per misurare la dissimilarità d^2 tra due modelli ARIMA e dei risultati successivamente derivati da Corduas (1996) sulla forma distribuzionale di d^2 , gli autori suggeriscono una procedura molto interessante che si articola in quattro fasi:

1. destagionalizzazione della serie aggregata e delle serie componenti, previa individuazione dei modelli ARIMA;
2. aggregazione dei modelli ARIMA (relativi alle componenti destagionalizzate) ottenuti per scomposizione dei modelli stimati sulle serie componenti e derivazione del modello *aggregato* da confrontare con il modello *univariato* stimato direttamente sulla serie aggregata;
3. trasformazione dei due modelli, univariato ed aggregato, in forma autoregressiva;
4. calcolo della distanza d^2 tra i due modelli e verifica dell'ipotesi nulla $H_0 : d^2 = 0$: se l'ipotesi nulla viene accettata, allora la discrepanza tra l'approccio diretto e l'approccio indiretto può essere considerata 'trascurabile'.

Tale procedura, tuttavia, presenta alcune limitazioni. La prima è che non può essere applicata in caso di scomposizioni di tipo moltiplicativo, dal momento che non è possibile derivare il modello aggregato come somma dei modelli delle serie componenti. La seconda si presenta, anche in caso di scomposizioni additive, quando le serie componenti sono numerose. Il modello aggregato, infatti, può essere di ordine molto elevato a causa delle radici autoregressive non comuni (si veda Maravall e Mathis, 1994) e, pertanto, può far riscontrare una notevole dissimilarità rispetto al modello univariato. Per entrambe le circostanze, gli autori suggeriscono di approssimare il modello aggregato con il modello stimato sulla serie destagionalizzata indirettamente. La terza limitazione è rappresentata dal fatto che la procedura appena descritta si riferisce alla sola parte stocastica della serie destagionalizzata, mentre, in numerose applicazioni, vengono stimate componenti stagionali di natura deterministica (in particolare gli effetti di calendario) e osservazioni anomale. Otranto e Triacca (2002) propongono un test per confrontare le componenti deterministiche, ma la presenza di scomposizioni di tipo moltiplicativo rende poco attraente questa possibilità. Va sottolineato, inoltre, che generalmente la qualità dei dati relativi alle serie componenti è peggiore di quella delle serie aggregate. Queste ultime, infatti, per effetto dell'aggregazione, mostrano un andamento molto regolare che maschera i numerosi *outlier* individuati nelle serie componenti.

Un'elevata numerosità delle serie componenti, come sottolineato nei diversi contributi, riduce notevolmente l'applicabilità degli approcci ora descritti. È questa la principale argomentazione per la quale ci si affida, nella prassi corrente, a uno o più criteri empirici, in relazione agli obiettivi ed alla sensibilità dell'analista (si veda Ladiray e Mazzi, 2003). Non va dimenticato, comunque, che il problema dell'aggregazione settoriale e/o geografica di serie storiche da destagionalizzare non è solo il prodotto di una metodologia imperfetta, ma deriva anche dalla mancanza di una precisa definizione di destagionalizzazione di serie storiche aggregate. Al fine di chiarire la precedente affermazione, si consideri l'esempio riportato in Maravall (2002).

Siano date due serie semestrali, x_{1t} e x_{2t} , che seguono i seguenti modelli:

$$x_{1t} = a_t + a_{t-1} \quad \text{e} \quad x_{2t} = b_t - b_{t-1}$$

con a_t e b_t processi *white noise* incorrelati, a media nulla e varianza unitaria. Gli spettri delle due serie sono, rispettivamente,

$$g_1(\omega) = \frac{1}{\pi}(1 + \cos \omega) \quad \text{e} \quad g_2(\omega) = \frac{1}{\pi}(1 - \cos \omega)$$

dove $\omega \in [-\pi, \pi]$ indica la frequenza angolare misurata in radianti (si veda, tra gli altri, Priesley (1981)). Il primo spettro presenta un picco per $\omega = 0$ e decresce monotonicamente fino ad annullarsi per $\omega = \pi$, mentre il secondo cresce monotonicamente da $\omega = 0$, dove assume valore nullo, fino a $\omega = \pi$ dove raggiunge il suo valore massimo. Per costruzione, le serie x_{1t} e x_{2t} rappresentano, rispettivamente, un trend ed una componente stagionale, mentre le relative serie destagionalizzate coincidono con la serie grezza x_{1t} e con la serie nulla, poiché, nel primo caso, non c'è stagionalità da rimuovere e, nel secondo caso, la componente stagionale, che caratterizza completamente x_{2t} , viene rimossa.

Si supponga, ora, di volere destagionalizzare una terza serie data dalla somma delle due serie precedenti, $x_t = x_{1t} + x_{2t}$, con spettro $g(\omega) = g_1(\omega) + g_2(\omega)$ costante per l'ipotesi di incorrelazione tra a_t e b_t . La variabile x_t , quindi, è una serie *white noise* senza componente stagionale. La destagionalizzazione diretta di x_t restituisce la serie stessa, cioè una componente irregolare, mentre quella indiretta x_{1t} , cioè un trend. I risultati sono molto diversi e, nonostante derivino da una situazione teorica, sottolineano come, in un contesto *model based*, l'approccio diretto sia in grado di realizzare la scomposizione di una serie storica riflettendone le proprietà e la struttura dinamica. Confermano, inoltre, l'impossibilità di formulare una definizione rigorosa di destagionalizzazione in presenza di aggregazione settoriale e/o geografica.

Quest'ultima evidenza, insieme alla mancanza di un test formale che permetta la comparazione tra l'approccio diretto e quello indiretto, all'inefficienza dei metodi multivariati finora proposti (gli unici, tuttavia, in grado di considerare le interazioni tra le serie componenti), alla complessità computazionale di alcune proposte metodologiche applicate ad un livello di disaggregazione molto spinto, rende inevitabile, nella prassi corrente, il ricorso a uno o più criteri di natura empirica, come descritto nei sottoparagrafi successivi.

4.1 Idempotenza

La procedura di destagionalizzazione indiretta può comportare l'introduzione di movimenti stagionali spuri all'interno delle serie aggregate. Per testare la presenza di stagionalità residua nelle serie già destagionalizzate, è stata verificata, per i livelli di aggregazione superiore (indice generale, indici relativi alle sezioni e agli RPI), la proprietà di *idempotenza* della procedura di destagionalizzazione: le serie destagionalizzate, cioè, sono state utilizzate come serie di input per essere nuovamente sottoposte al processo di destagionalizzazione. Per completezza e per poter confrontare i risultati ottenuti per le serie destagionalizzate indirettamente, ciò è stato effettuato anche sulle serie destagionalizzate mediante il metodo diretto. Per quanto riguarda l'indice generale destagionalizzato direttamente, sono stati presi in considerazione due modelli alternativi: il modello AR(3) attualmente in uso ed il modello *airline*.

La procedura TRAMO-SEATS ha identificato modelli stagionali, quindi stagionalità residua, in soli tre casi: per la sezione E, nel caso dell'approccio indiretto, e per l'indice generale (modello *airline*) ed i beni intermedi, nel caso dell'approccio diretto.

Poiché tale procedura tende ad individuare componenti stagionali residue anche qualora le serie di input non presentino stagionalità, un'ulteriore controllo è stato effettuato esaminando le diagnostiche del programma X-12-ARIMA. Quest'ultima verifica ha indicato l'assenza di stagionalità residua per tutte le serie considerate.

4.2 Analisi nel dominio temporale e frequenziale

Al fine di indagare più a fondo sulla presenza di dinamiche sistematiche residue alle frequenze stagionali, si è fatto ricorso all'analisi nel dominio temporale e frequenziale.

L'ispezione grafica delle funzioni di autocorrelazione ai *lag* stagionali (12, 24, 36) calcolate sulle serie destagionalizzate, considerate nelle differenze prime, ha evidenziato la presenza di una struttura residua di autocorrelazione per i beni di consumo totale, la sezione E e l'energia, sia nel caso venga impiegato il metodo diretto che quello indiretto, e per l'indice relativo ai beni di consumo non durevoli, più accentuata nel caso in cui venga adottato l'approccio indiretto. Tuttavia, dall'esame dei correlogrammi non sono emersi elementi significativi per discriminare tra i due approcci.

Ulteriori indicazioni circa la presenza di stagionalità residua sono state ottenute ricorrendo all'analisi spettrale, cioè verificando la presenza di picchi significativi nello spettro delle serie destagionalizzate considerate nelle differenze prime. Per serie sufficientemente lunghe, la diagnostica sugli spettri costituisce lo strumento più sensibile a rivelare la presenza di componenti stagionali residue quando queste sono molto deboli, come nel caso in questione di serie già destagionalizzate. Le componenti di lungo periodo possono oscurare la presenza di picchi residui alle più alte frequenze, pertanto l'analisi grafica degli spettri è stata condotta rimuovendo le più basse frequenze dalle serie destagionalizzate. Tale esame è stato utile anche per testare la presenza di effetti di calendario residui, come suggerito dalle diagnostiche di TRAMO-SEATS che hanno segnalato il permanere, in alcune serie considerate, di uno o più effetti deterministici (*working day, leap year, Easter effect*) non rimossi con la destagionalizzazione.

Nel complesso, le diagnostiche sugli spettri delle serie destagionalizzate fornite da X-12-ARIMA hanno rivelato la presenza di effetti residui di calendario in molte delle serie analizzate, ma non di effetti stagionali significativi. Gli spettri, stimati da X-12-ARIMA utilizzando le osservazioni degli ultimi otto anni disponibili, sono riportati nelle figure 24, 25, 26 e 27, in cui sono indicate con i cerchi le frequenze associate all'effetto *working-day*, 0,304 e 0,432 cicli/mese, mentre sono evidenziati in grassetto i picchi *visivamente* significativi (per ulteriori dettagli si vedano Cleveland, 1983, Findley *et al.*, 1998 e Soukup e Findley, 1999).

Come è possibile osservare dai grafici, effetti di stagionalità residua vengono rilevati solo sull'indice relativo alla sezione C, sia con l'approccio diretto che con quello indiretto, in corrispondenza della frequenza 0,25 cicli/mese e della principale frequenza associata all'effetto *working-day*, 0,304 cicli/mese. Trattandosi di una serie di rilevanza marginale, estremamente volatile e difficile da modellare, non sono stati effettuati ulteriori approfondimenti. Per l'indice generale destagionalizzato per scomposizione del modello (3,1,1)(0,1,1), il primo grafico della figura 24 mostra due picchi stagionali in corrispondenza delle frequenze 0,25 e 0,50 cicli/mese. Poiché tali picchi non risultano né *visivamente* significativi, né dominanti, non emergono dall'analisi dello spettro evidenze forti sulla presenza di stagionalità residua.

Picchi significativi in corrispondenza della frequenza 0,304 cicli/mese sono stati individuati anche per la sezione D e per i beni di consumo durevoli, entrambi destagionalizzati direttamente. Per la prima serie, il picco, sebbene risulti significativo, non è dominante e quindi la probabilità che venga attribuito erroneamente ad una componente di calendario è molto elevata. Con riferimento ai beni di consumo durevoli, invece, il picco rappresenta anche il valore massimo dello spettro. Al fine di valutare correttamente tale indicazione, è stato stimato un modello con effetti di calendario: i parametri dei relativi regressori non sono risultati statisticamente significativi, confermando l'assenza di effetti residui di calendario.

Altri picchi significativi si osservano in corrispondenza della frequenza *working day*, 0,432 cicli/mese per l'indice generale e i beni strumentali (sia nel caso diretto che indiretto), i beni intermedi e i beni di consumo durevoli (nel caso diretto) ed infine la sezione D e l'energia (nel caso indiretto).

4.3 Analisi della stabilità

In generale, dalla rimozione di una componente stagionale molto stabile deriva, da un lato, una serie destagionalizzata relativamente volatile e quindi un segnale congiunturale poco chiaro; dall'altro,

all'aumentare del numero delle osservazioni disponibili, i dati destagionalizzati subiscono delle revisioni di ampiezza ridotta. Anche la durata del processo di revisione dipende dal carattere più o meno stabile della componente stagionale rimossa: errori di revisione modesti, associati alla rimozione di una componente stagionale stabile, permangono per un periodo più lungo e quindi il processo di convergenza dello stimatore *concurrent* della serie destagionalizzata allo stimatore finale è più lento.

La stabilità della componente stagionale dipende, ovviamente, dal filtro utilizzato e, in un contesto *model based*, dai parametri del modello stimato sulla serie da destagionalizzare. Poiché per gli indici reattivi ai gruppi il modello prevalente è di tipo *airline*, un esame approfondito è stato condotto su tutte le serie per le quali è stato stimato tale modello, espresso formalmente dall'equazione:

$$(1 - B)(1 - B^12)z_t = (1 + \theta B)(1 + \Theta B^12)a_t$$

dove z_t è la serie eventualmente depurata dagli *outlier*, B è l'operatore differenza, θ è il parametro MA regolare e Θ è il parametro MA stagionale. Quando Θ si avvicina a -1, la componente stagionale risultante dalla scomposizione del modello è molto stabile, mentre valori di Θ prossimi allo zero generano una componente stagionale particolarmente instabile.

Al fine di illustrare in che modo le caratteristiche della scomposizione dipendano dalle stime dei parametri θ e Θ , è stato condotto un esercizio di simulazione nell'ambito del quale sono stati scomposti quasi 400 modelli *airline*, ottenuti facendo variare il parametro θ nell'intervallo $[-0,95, -0,05]$ ed il parametro Θ nell'intervallo $[-0,95, 0]$, con incrementi $\Delta = 0,05$. La figura 28 mostra come, all'avvicinarsi del parametro Θ all'estremo superiore dell'intervallo, la varianza del processo di innovazione della componente stagionale tenda ad aumentare e, di conseguenza, come la componente stagionale diventi sempre più instabile. Quando si vuole o si deve discriminare tra scomposizioni differenti, generalmente si adotta la scomposizione con la varianza minima dell'innovazione della componente stagionale. Va ribadito, tuttavia, che, a parità di condizioni, dalla rimozione di una componente stagionale più stabile deriva una serie destagionalizzata più irregolare e quindi un segnale congiunturale poco chiaro. In maniera analoga, dall'esame della figura 29 risulta come la varianza dell'errore di revisione dello stimatore *concurrent* della serie destagionalizzata aumenti per Θ che tende a zero, risentendo, però, in maniera significativa, anche dei valori assegnati al parametro θ . In particolare, tale varianza raggiunge livelli elevati sia per modelli con parametri Θ e θ prossimi, rispettivamente, ai valori -0,4 e -1, sia per modelli con entrambi i parametri prossimi a zero. Infine, dalla figura 30 si evince che la velocità di convergenza dello stimatore *concurrent* della componente destagionalizzata verso lo stimatore finale, misurata in termini di riduzione percentuale dello standard error dell'errore di revisione dello stimatore preliminare (dopo 5 anni) rispetto allo stimatore *concurrent*, aumenta per Θ che si avvicina a zero, indipendentemente dal valore attribuito al parametro θ . Valori minori del 60% corrispondono ad una componente stagionale estremamente stabile, di natura deterministica.

I cerchi neri riportati nelle figure 28, 29 e 30 rappresentano i modelli stimati per le serie storiche relative agli indici dei gruppi: quasi tutti i modelli *airline* si collocano in posizione distante dai bordi delle superfici, assicurando, pertanto, un giusto compromesso tra entità degli errori di revisione, convergenza dei processi di revisione e *smoothness* delle serie destagionalizzate.

Le diagnostiche considerate finora ed estratte dall'*output* della procedura SEATS si riferiscono solo agli stimatori delle componenti stagionali e delle serie destagionalizzate (derivati dalle stime dei parametri del modello ARIMA) e non alle rispettive stime. Per ovviare a questo inconveniente e per valutare la stabilità della destagionalizzazione negli ultimi due anni, relativamente alle serie destagionalizzate sono stati calcolati gli errori di revisione delle stime *concurrent* (quelle relative all'ultimo dato disponibile) rispetto alle stime preliminari, ottenute quando sono disponibili 1, 2, 3, e 6 osservazioni in più (revisioni a 1, 2, 3 e 6 passi) e, successivamente, sono stati calcolati le medie, le varianze e i MAPE. Gli errori di revisione sono stati calcolati nel corso degli ultimi due anni, partendo dalle serie complete ed eliminando, ogni volta, l'ultima osservazione. Questo esercizio è stato effettuato fissando il modello ARIMA e stimando ogni volta i relativi parametri; gli errori di revisione così stimati risultano, pertanto, contaminati dalla variabilità dei parametri del modello.

Le tabelle 9 e 10 mostrano gli indicatori di revisione (medie, varianze e MAPE) per le serie dei

gruppi e per quelle aggregate. Per alcune serie relative ai gruppi il MAPE risulta molto elevato; il valore della statistica supera l'1% per quasi 30 serie e, in particolare, alcune di queste (DA152, DL300, DL323, DM342 e DN366) registrano un valore superiore al 3%. Per l'indice generale, le revisioni dei dati destagionalizzati indirettamente (tabella 10) si collocano ad un livello intermedio tra quelle derivanti dalla scomposizione dei modelli *airline* e AR(3) (tabella 1). Anche dall'analisi degli indicatori di revisione stimati sugli RPI non emerge un segnale netto che induca a privilegiare l'uno o l'altro approccio. Infatti, l'approccio indiretto sembra garantire una maggiore stabilità per i beni strumentali, i beni di consumo durevoli e l'energia (cfr. tabelle 3, 4 e 10), mentre l'approccio diretto restituisce delle diagnostiche migliori per i beni intermedi e di consumo, sia non durevoli che totali (cfr. tabelle 2, 4 e 10). Per quanto riguarda gli indici relativi alle sezioni e alle sottosezioni, i valori del MAPE% sono riportati nella tabella 10; i valori superiori o uguali a quelli ottenuti utilizzando l'approccio diretto (42 su 76) sono indicati con un asterisco. Va sottolineato, inoltre, che per i gruppi introdotti nel 2001, DD205, DL321, DN363, DN371 e DN372, non è stato possibile calcolare gli errori di revisione e quindi sono stati considerati nulli i rispettivi indicatori. Ciò rappresenta un'ulteriore conferma dell'evidenza che per le sottosezioni l'approccio diretto garantisce una maggiore stabilità dei dati destagionalizzati, riducendone l'ampiezza delle revisioni.

4.4 Misure qualitative

Per le serie più aggregate (indice generale, indici di sezione ed RPI), sono state calcolate diverse misure sintetiche dell'ampiezza delle differenze tra le serie depurate con i due metodi di destagionalizzazione (tabella 11). In particolare, per ciascun indice sono state considerate la media, espressa in termini percentuali, delle deviazioni assolute (AAPD) e la massima deviazione assoluta espressa in termini percentuali (MAPD), tra la serie destagionalizzata col metodo diretto e quella ottenuta col metodo indiretto. Tali misure sono state calcolate sia sul periodo completo che limitatamente al periodo gennaio 2000 - settembre 2003. Sono state inoltre determinate: media, varianza, i valori massimo e minimo ed il *range* di variazione delle differenze tra i tassi di variazione congiunturali. Inoltre, per valutare la proprietà di consistenza, è stata presa in considerazione la percentuale di tassi di crescita concordanti (SC) che rappresenta una misura globale del livello di coerenza dei segnali congiunturali provenienti dalle serie destagionalizzate con i due approcci.

Ulteriori indicazioni sulle diverse caratteristiche delle serie depurate dalle componenti stagionali mediante l'applicazione dei due approcci sono state fornite da alcune misure qualitative del grado di irregolarità dei dati. Tali misure, che da un punto di vista teorico non costituiscano il criterio fondamentale su cui basare la scelta tra l'uno o l'altro approccio, risultano invece di prioritaria importanza dal punto di vista dell'utilizzo degli indicatori. E' infatti preferibile, per ovvie ragioni legate all'interpretazione economica dei risultati, una procedura di destagionalizzazione che fornisca segnali meno oscurati dalla volatilità.

Le misure di *smoothness* considerate sono:

1. l' $R1$ e l' $R2$ (Dagum, 1979), che misurano, rispettivamente, il grado di regolarità della componente di ciclo-trend e l'ampiezza della componente irregolare. Il primo è ottenuto come somma dei quadrati delle differenze prime dei dati destagionalizzato, il secondo come somma dei quadrati dei residui della serie destagionalizzata dalla componente di ciclo-trend stimata con una media mobile di Henderson a 13 termini;
2. il $MAR(S)$ e $MAR2(TC)$, proposti da Gomez e Maravall (si veda Ladiray e Mazzi, 2003), che misurano il grado di *smoothness* della componente stagionale e di quella di ciclo-trend, dati rispettivamente dalle seguenti formule: $MAR(S) = \sum_{t=1}^T [(1+B+B^2+\dots+B^{11})SA_t]^2$ e $MAR2(TC) = \sum_{t=1}^T (\nabla^2 SA_t)^2$, dove B indica l'operatore ritardo, SA_t la componente destagionalizzata riferita al tempo t e ∇^2 la differenza seconda;

3. il *Month for Cyclical Dominance* (MCD), utilizzato nell'approccio NBER di analisi degli indicatori ciclici, che rappresenta il numero minimo di termini della media mobile necessario affinché la componente di ciclo-trend possa prevalere in media su quella irregolare.

Come si evince dalla tabella 11, le maggiori differenze tra le serie destagionalizzate con i due approcci si riscontrano, sia in termini di AAPD sia di MAPD, per la componente durevole dei beni di consumo, per i beni strumentali e per la sezione C, mentre discrepanze piuttosto trascurabili si hanno per i beni intermedi, l'energia e l'indice generale, in particolare quando quest'ultimo viene destagionalizzato direttamente impiegando il modello *airline*. Nella maggior parte dei casi, le differenze più ampie (superiori a 2 punti percentuali) si hanno in corrispondenza delle date in cui, per alcune serie componenti, sono stati individuati dei valori anomali. I risultati indicano un aumento dello scostamento medio nell'ultimo periodo per i beni di consumo non durevole e totale e per l'indice generale nel caso in cui nell'approccio diretto venga adottato il modello *airline*. Complessivamente i risultati non segnalano sostanziali differenze tra le misure calcolate sull'ultimo segmento temporale e quelle riferite al periodo completo. Per quanto riguarda i tassi di variazione congiunturali, la coerenza risulta nel complesso elevata. La percentuale maggiore di variazioni dello stesso segno viene registrata dai beni energetici (circa il 95 per cento con riferimento sia al periodo completo che all'ultimo segmento temporale), mentre i beni strumentali presentano il minor grado di concordanza nei due periodi considerati (circa l'83 per cento). Per l'indice generale, non si osservano invece differenze tra l'utilizzo del modello *airline* e l'utilizzo del modello AR(3), sebbene un'analisi più approfondita riveli una maggiore coerenza dei segnali congiunturali provenienti dall'utilizzo del modello *airline* nel periodo gen-95/set-01. Coerentemente con quanto segnalato anche dalle altre misure qualitative calcolate sui dati destagionalizzati e sui tassi di variazione congiunturali, la varianza ed il *range* di variazione delle differenze indicano discrepanze più consistenti per il beni di consumo durevole, i beni strumentali e per l'industria estrattiva (sezione C) ed una minore variabilità nel caso venga adottato il modello *airline* per la destagionalizzazione diretta dell'indice generale.

Come si evince dalla tabella 11, le misure *R1* e *MAR2(TC)* indicano complessivamente che un minore livello di irregolarità caratterizza le serie destagionalizzate indirettamente. Fanno eccezione i beni strumentali, l'industria manifatturiera (sezione D) e l'indice generale destagionalizzato col metodo diretto impiegando un modello AR(3), come confermato anche dai valori assunti dall'MCD. Pressappoco le stesse indicazioni sono fornite dall'*R2*, mentre l'approccio indiretto produce, ad eccezione che per l'industria estrattiva, componenti stagionali in tutti gli altri casi più regolari, e quindi risulta preferibile all'approccio diretto, se si prende in considerazione il *MAR(S)*.

5 Conclusioni

Nel presente lavoro sono stati confrontati due approcci per la destagionalizzazione degli indici della produzione industriale: quello diretto, attualmente utilizzato, e quello indiretto. Tale verifica è stata necessaria per dare una risposta alle problematiche emerse nel corso del 2003, in termini di coerenza tra l'indice generale destagionalizzato e i dati destagionalizzati delle serie componenti, in particolare gli RPI.

Sebbene in letteratura siano stati proposti diversi metodi per la destagionalizzazione di serie storiche aggregate settorialmente e/o geograficamente, non esistono dei test soddisfacenti che permettano un confronto rigoroso tra l'approccio diretto e quello indiretto. Pertanto, tale comparazione, limitata alle serie più aggregate (indice generale, RPI e sezioni) è stata effettuata considerando l'eventuale presenza di stagionalità residua, le proprietà del processo di revisione e altre misure qualitative.

Analizzando i risultati per gli RPI, le sezioni e le sottosezioni, non sono emerse, sulla base degli indicatori considerati, in particolare la presenza di stagionalità residua e l'ampiezza delle revisioni, evidenze conclusive a favore dell'uno o dell'altro approccio. Come indicato nei paragrafi 4.2, solamente per la sezione C viene evidenziata la presenza di stagionalità residua nei dati destagionalizzati, sia

direttamente che indirettamente. Dall'analisi dello spettro delle serie destagionalizzate, pertanto, non sono emersi segnali a favore dell'uno o dell'altro approccio. Timidi segnali a favore dell'approccio diretto, invece, provengono dagli indicatori di stabilità dei dati destagionalizzati, in particolare dai MAPE% calcolati sugli errori di revisione.

Il confronto è risultato particolarmente difficile nel caso dell'indice generale, per il quale sono stati presi in considerazione due diversi modelli, distinti per la presenza o meno del polinomio autoregressivo del terzo ordine. La discrepanza tra i dati destagionalizzati ottenuti con il metodo indiretto e per scomposizione del modello *airline* e tra le rispettive variazioni congiunturali è più contenuta rispetto a quella che si registra adottando il modello con il polinomio autoregressivo. Ciò conferma che quanto più è ricco, in termini di parametri coinvolti, il modello adottato per una serie aggregata, tanto maggiore è la discrepanza generata dai due approcci.

In definitiva, gli elementi raccolti non sembrano fornire ragioni sufficienti ad adottare l'approccio indiretto, a sfavore del quale pesano considerazioni di ordine pratico: il pesante onere sia computazionale (che può essere rilevante considerando i tempi strettissimi su cui è organizzata la diffusione dei dati di produzione industriale), sia relativo al controllo del processo di destagionalizzazione delle serie coinvolte, in particolare per la revisione periodica dei modelli.

Nel caso in cui si mantenesse l'approccio diretto attualmente adottato, si potrebbe comunque riconsiderare per l'indice generale l'alternativa tra il modello *airline* e il modello $(3, 1, 1)(0, 1, 1)$. Se l'obiettivo è quello di minimizzare la discrepanza rispetto all'approccio indiretto e dare rilievo ad alcuni indicatori statistici, in particolare all'ampiezza delle revisioni, si potrebbe propendere per il ritorno al modello *airline*. Se, invece, coerentemente con le scelte operate lo scorso anno, viene attribuita maggiore rilevanza all'utilizzo dei dati destagionalizzati e alla chiarezza del segnale congiunturale da essi estratto, l'attuale modello che incorpora un polinomio autoregressivo può essere preferito, in quanto la perdita ad esso associato in termini di ampiezza delle revisioni è molto limitata.

Riferimenti bibliografici

- [1] Box, G.E.P. e Jenkins, G.M. (1976). *Time Series Analysis: Forecasting and control*. Holden-Day: San Francisco.
- [2] Cleveland W.S. (1983). Seasonal and Calendar Adjustment, in *Time Series in the Time Domain, Handbook of Statistics* (ed. D.R. Brillinger e P. R. Krishnaiah), vol. 3, 39-72. North-Holland: New York.
- [3] Corduas, M. (1996). Uno Studio sulla Distribuzione Asintotica della Metrica Autoregressiva. *Statistica*, vol. LVI (3), 321-332.
- [4] Dagum, E.B. (1979). On the Seasonal Adjustment of Economic Time Series Aggregates: A Case Study of the Unemployment Rate, in *Counting the Labour Force*, National Commission of Employment and Unemployment Statistics, 317-344.
- [5] Findley, D., Monsell, B., Bell, W., Otto, M. e Chen, B.C. (1998). New Capabilities and Methods of the X12-ARIMA Seasonal Adjustment Program. *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 16, 411-427.
- [6] Geweke, J. (1978). The Temporal and Sectorial Aggregation of Seasonally Adjusted Time Series, in *Seasonal Analysis of Economic Time Series* (ed. A. Zellner). Washington, DC: U.S. Department of Commerce, U.S. Census of Bureau, 411-427.
- [7] Ghysel, E. (1997). Seasonal Adjustment and Other Data Transformations. *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 15, 410-418.

- [8] Gomez, V. e Maravall, A. (1997). Programs TRAMO and SEATS: Instructions for the User (Beta Version: November 1997). Working Papers, Banco de Espana, Servicios de Estudios, Madrid.
- [9] Ladiray, D. e Mazzi, G.L. (2003). Seasonal adjustment of European aggregates: direct versus indirect approach, in *Seasonal Adjustment* (ed. M. Manna e R. Peronaci). Frankfurt am Main: European Central Bank, 37-65.
- [10] Ljung, G. e Box, G.E.P. (1978). On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. *Biometrika*, vol. 65, 297-303.
- [11] Maravall, A. e Mathis, A.(1994). Encompassing Univariate Models in Multivariate Time Series: A Case Study. *Journal of Econometrics*, vol. 61, 197-223.
- [12] Maravall, A. (2002). An Application of TRAMO-SEATS: Automatic Procedure and Sectorial Aggregation. The Japanese Foreign Trade Series. Working Papers, Banco de Espana, Servicios de Estudios, Madrid.
- [13] McLeod, A.I. e Li, W.K. (1983) Diagnostic Checking of ARMA Time Series Models Using Squared-Residual Autocorrelations. *Journal of Time Series Analysis*, vol. 4, 269-273.
- [14] Otranto, E. e Triacca, U. (2002). Measures to Evaluate the Discrepancy Between Direct and Indirect Model-Based Seasonal Adjustment. *Journal of Official Statistics*, vol. 18, 511-530.
- [15] Piccolo, D. (1989). On the Measure of Dissimilarity Between ARIMA Models, in Proceedings of the American Statistical Association, Section of Business and Economic Statistics.
- [16] Piccolo, D. (1990). A Distance Measure for Classifying ARIMA Models. *Journal of Time Series Analysis*, vol. 11, 153-164.
- [17] Piccolo, D. (2000). Seasonal Adjustment Research Appraisal (SARA): Final Statistical Recommendations of the Scientific Committee, in *Seasonal Adjustment Procedures. Experiences and Perspectives*. Annali di Statistica (ISTAT), vol. 20, serie X, 9-18.
- [18] Pierce, D.A. (1978). Seasonal adjustment when both deterministic and stochastic seasonality are present, in *Seasonal Analysis of Economic Time Series* (ed. A. Zellner). Washington, DC: U.S. Department of Commerce, U.S. Census of Bureau, 242-269.
- [19] Planas, C. e Campolongo, F. (2000). The Seasonal Adjustment of Contemporaneously Aggregated Series. Doc. Eurostat/A4/SA/00/06.
- [20] Priesley, M.B. (1981). *Spectral Analysis and Time Series*. Academic Press: New York.
- [21] Soukup R.J. e Findley D.F. (1999). On the spectrum diagnostics used by X-12-ARIMA to indicate the presence of trading day effects after modeling or adjustment. U.S. Census Bureau, Statistical Research Division, Research Report RR-99/03.

Tabelle e figure

Tabella 1: Indicatori di revisione dei dati destagionalizzati; indice generale (set. 01 - set. 03)

Statistiche	Passi	Modello corrente		Modello <i>airline</i>		No effetto Pasqua	
		<i>Concurrent</i>	Fissato	<i>Concurrent</i>	Fissato	Modello corrente	Modello <i>airline</i>
Medie	1	0	-0.03	0	-0.01	-0.01	-0.01
	2	0.04	-0.01	0.01	-0.02	0.03	0.01
	3	-0.02	-0.06	0	-0.03	-0.02	0
	6	0.03	-0.03	0.02	-0.05	0.01	0
	12	0.09	0.02	0.08	0.04	0.11	0.10
Varianze	1	0.17	0.13	0.03	0.01	0.16	0.02
	2	0.17	0.14	0.03	0.02	0.17	0.03
	3	0.18	0.15	0.02	0.01	0.18	0.02
	6	0.07	0.05	0.02	0.01	0.05	0.01
	12	0.19	0.13	0.10	0.05	0.15	0.07
MAPE %	1	0.31	0.28	0.12	0.08	0.29	0.10
	2	0.28	0.24	0.12	0.09	0.28	0.11
	3	0.29	0.26	0.11	0.09	0.29	0.10
	6	0.22	0.19	0.10	0.08	0.19	0.07
	12	0.36	0.29	0.25	0.16	0.30	0.20

Tabella 2: Indicatori di revisione dei dati destagionalizzati per l'indice dei beni intermedi (set. 01 - set. 03)

Statistiche	Passi	Modello corrente	Modello proposto
Medie	1	0	0
	2	0.01	0.03
	3	-0.03	0.03
	6	0.03	0.12
	12	0.23	0.16
Varianze	1	0.06	0.03
	2	0.07	0.03
	3	0.07	0.04
	6	0.05	0.03
	12	0.20	0.14
MAPE %	1	0.19	0.15
	2	0.21	0.14
	3	0.21	0.15
	6	0.19	0.19
	12	0.40	0.34

Tabella 3: Indicatori di revisione dei dati destagionalizzati modelli per l'indice dei beni strumentali (set. 01 - set. 03)

Statistiche	Passi	Modello corrente	Modello proposto
Medie	1	-0.07	-0.07
	2	-0.08	-0.06
	3	-0.09	-0.09
	6	-0.09	-0.07
	12	0.39	0.36
Varianze	1	0.14	0.48
	2	0.24	0.65
	3	0.26	0.61
	6	0.27	0.50
	12	0.38	0.36
MAPE %	1	0.35	0.64
	2	0.38	0.64
	3	0.46	0.64
	6	0.45	0.57
	12	0.57	0.64

Tabella 4: Indicatori di revisione dei dati destagionalizzati per gli indici dei beni di consumo (non durevoli, durevoli e totale) e per l'indice dell'energia (set. 01 - set. 03)

Statistiche	Passi	Non durevole	Durevole		Totale	Energia
			<i>Concurrent</i>	Fissato		
Medie	1	0.03	-0.05	-0.07	0.02	-0.04
	2	0.07	-0.03	-0.09	0.06	-0.04
	3	0.10	-0.05	-0.12	0.07	-0.09
	6	0.08	-0.27	-0.38	0.02	-0.08
	12	0	0.03	-0.01	0.02	-0.04
Varianze	1	0.06	0.38	0.33	0.05	0.12
	2	0.09	0.81	0.71	0.06	0.15
	3	0.05	1.18	1.06	0.04	0.16
	6	0.05	0.86	0.80	0.02	0.13
	12	0.16	1.58	1.58	0.11	0.38
MAPE %	1	0.19	0.56	0.51	0.16	0.24
	2	0.26	0.78	0.74	0.21	0.31
	3	0.21	0.94	0.90	0.17	0.32
	6	0.19	0.84	0.82	0.11	0.28
	12	0.31	1.07	1.03	0.25	0.48

Tabella 5: Variazioni congiunturali - modelli correnti per gli indici dei Beni intermedi e dei Beni strumentali (le variazioni fuori *range* sono evidenziate in grassetto).

Mese	Indice generale					Beni intermedi	Beni Strumentali	Beni di consumo		Energia
	<i>Airline</i>	<i>Airline</i> no Pasqua	<i>Airline</i> e $\phi(3)$	<i>Airline</i> , $\phi(3)$, no Pasqua	Approccio indiretto			Non durevoli	Durevoli	
feb-01	0.4	0.3	-0.5	-0.5	-0.4	-0.5	0.6	-1.6	3.9	-1.8
mar-01	1.1	1.5	-0.1	0	0.9	0.9	2	-0.5	3	0.9
apr-01	-3.6	-4.2	-1.4	-1.6	-3.2	-3.4	-4.4	-3.4	-5.7	0.8
mag-01	2	2.3	0.5	0.6	1.5	2.7	0.1	1.4	1.4	1.4
giu-01	-0.3	-0.3	-0.6	-0.6	-0.1	-0.5	1.1	1.3	-3.3	-2
lug-01	-1.6	-1.6	-0.7	-0.7	-1.7	-1.9	-2.7	-1.7	-3	1.4
ago-01	-0.8	-0.9	-0.8	-0.7	0.2	0	0.3	-0.7	1.8	1.5
set-01	0.4	0.5	-0.3	-0.4	-0.5	-0.4	-0.5	0.4	-0.3	-2.3
ott-01	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	-0.6	-0.8	-0.9	-1.4	1.8	1
nov-01	-2.4	-2.4	-1.3	-1.3	-2.3	-3.2	-3.4	-2	-2.8	2.6
dic-01	2.3	2.3	0.9	0.9	2.4	0.1	5	1.8	1.4	5.9
gen-02	-1.3	-1.3	-0.1	-0.2	-0.8	-0.5	-2.2	0.9	-0.4	-2.3
feb-02	2.1	2.1	0.9	0.9	1.4	3.4	2	0.4	0.6	-2.8
mar-02	0	-0.6	0	-0.2	-0.7	-1.3	-0.3	-0.8	-0.3	-0.2
apr-02	-2.9	-1.6	-1	-0.4	-1.2	-0.5	-2.5	-1.4	-1.3	0.1
mag-02	4.5	3.7	2	1.7	3.2	2	4.6	4.6	2.9	1.9
giu-02	-1.8	-1.8	-0.6	-0.6	-1.3	-1.3	-1	-3.5	-2.7	2.8
lug-02	0.9	0.9	0.6	0.5	0.2	2.4	-2.1	-0.2	-2.3	0.1
ago-02	-1.8	-1.8	-1.2	-1.2	-0.8	-2.8	1.6	0.7	1.9	-3.4
set-02	1.5	1.5	0.6	0.6	0.6	1.4	1.2	-1.6	1.2	1.6
ott-02	-1.2	-1.2	-0.6	-0.6	-1.1	-1.2	-2	0	-0.8	-1.4
nov-02	0.8	0.8	0.4	0.4	1	0.8	2.2	1.2	1.6	-0.9
dic-02	-0.6	-0.6	-0.4	-0.4	-0.6	-0.4	-1.1	0.9	-3.9	-1.8
gen-03	-0.2	-0.2	-0.2	-0.2	0.2	1.5	-1.5	-1.7	0.2	4.1
feb-03	0	0	0.1	0.1	-0.3	-2.4	-1.1	0.7	-2.4	5.2
mar-03	-0.5	-0.1	-0.3	-0.2	-0.4	0.7	-1	1	-2.9	-3.1
apr-03	1.3	0.6	0	-0.2	1.3	0.7	2.3	1.1	2.7	0.4
mag-03	-3.2	-2.9	-1.3	-1.2	-3.2	-3	-3.4	-3.9	-3.5	-1
giu-03	0.6	0.7	0.6	0.6	0.8	0	0	1.7	2.5	2.3
lug-03	3.8	3.6	1.7	1.8	2.7	2.1	3.9	3.1	3.2	1.3
ago-03	-1.1	-1.1	0.1	0	0	-0.5	0.6	-1.2	1.6	1.7
set-03	-1.4	-1.4	-0.7	-0.7	-2.1	-0.3	-2.7	-2.3	-4	-5
Medie	0.51	0.51	0.69	0.69	-	-	-	-	-	-

Tabella 6: Variazioni congiunturali - modelli proposti per gli indici dei Beni intermedi e dei Beni strumentali (le variazioni fuori *range* sono evidenziate in grassetto).

Mese	Indice generale			Beni intermedi	Beni Strumentali	Beni di consumo		Energia
	<i>Airline</i> e $\phi(3)$	<i>Airline</i> , $\phi(3)$, no Pasqua	Approccio indiretto			Non durevoli	Durevoli	
feb-01	-0.5	-0.5	-0.5	-0.5	0.1	-1.6	3.9	-1.8
mar-01	-0.1	0	0.5	0.9	0.4	-0.5	3	0.9
apr-01	-1.4	-1.6	-2.6	-3.4	-2	-3.4	-5.7	0.8
mag-01	0.5	0.6	1.1	2	-0.7	1.4	1.4	1.4
giu-01	-0.6	-0.6	-0.3	-0.3	-0.2	1.3	-3.3	-2
lug-01	-0.7	-0.7	-1.3	-1.8	-1.1	-1.7	-3	1.4
ago-01	-0.8	-0.7	0.1	0.2	0	-0.7	1.8	1.5
set-01	-0.3	-0.4	-0.6	-0.4	-1.4	0.4	-0.3	-2.3
ott-01	-0.5	-0.5	-0.5	-0.7	-0.6	-1.4	1.8	1
nov-01	-1.3	-1.3	-1.9	-3.2	-2.1	-2	-2.8	2.6
dic-01	0.9	0.9	1.9	0.1	2.6	1.8	1.4	5.9
gen-02	-0.1	-0.2	-0.4	-0.5	-0.4	0.9	-0.4	-2.3
feb-02	0.9	0.9	1.2	3.5	0.9	0.4	0.6	-2.8
mar-02	0	-0.2	-0.8	-1.3	-0.4	-0.8	-0.3	-0.2
apr-02	-1	-0.4	-0.6	-0.4	-0.5	-1.4	-1.3	0.1
mag-02	2	1.7	2.2	0.8	2.1	4.6	2.9	1.9
giu-02	-0.6	-0.6	-1.1	-1	-0.4	-3.5	-2.7	2.8
lug-02	0.6	0.5	0.7	2.7	-0.5	-0.2	-2.3	0.1
ago-02	-1.2	-1.2	-1.1	-2.6	0.1	0.7	1.9	-3.4
set-02	0.6	0.6	0.6	1.5	0.8	-1.6	1.2	1.6
ott-02	-0.6	-0.6	-0.7	-1.1	-0.6	0	-0.8	-1.4
nov-02	0.4	0.4	0.7	0.7	0.8	1.2	1.6	-0.9
dic-02	-0.4	-0.4	-0.6	-0.3	-0.8	0.9	-3.9	-1.8
gen-03	-0.2	-0.2	0.3	1.5	-1.3	-1.7	0.2	4.1
feb-03	0.1	0.1	-0.3	-2.3	-1	0.7	-2.4	5.2
mar-03	-0.3	-0.2	-0.2	0.7	-0.7	1	-2.9	-3.1
apr-03	0	-0.2	0.8	0.8	0.6	1.1	2.7	0.4
mag-03	-1.3	-1.2	-3.3	-4.7	-1.7	-3.9	-3.5	-1
giu-03	0.6	0.6	1.2	0.7	0.5	1.7	2.5	2.3
lug-03	1.7	1.8	2.4	2.5	1.9	3.1	3.2	1.3
ago-03	0.1	0	0.2	-0.2	1	-1.2	1.6	1.7
set-03	-0.7	-0.7	-1.7	-0.1	-1.1	-2.3	-4	-5
Medie	0.49	0.47	-	-	-	-	-	-

Tabella 7: Modelli Reg-ARIMA identificati per le serie dei gruppi ATECO

Serie	Log.	Cost.	Modello	Regressori	Outlier
CA	no	no	010 011	-	109 tc 86 ao 15 ls 142 ls
CB	no	no	<i>airline</i>	TD	no
DA151	no	sì	300011	TD	108 tc
DA152	no	no	100 011	TD	51 tc 102 ls 62 ls
DA153	sì	no	100 011	TD	92 ao
DA154	no	no	100 011	TD	126 ls
DA155	no	sì	100 011	TD LY H	112 ao
DA156	no	no	<i>airline</i>	TD H	no
DA157	no	no	<i>airline</i>	TD	123 tc
DA158	no	sì	001 011	TD H	69 tc
DA159	no	sì	012 011	TD	no
DA60	no	no	<i>airline</i>	TD H	143 ls 133 ao 116 ao 73 tc
DB71	no	no	<i>airline</i>	TD E	116 ao
DB172	no	no	<i>airline</i>	TD LY	no
DB173	no	no	<i>airline</i>	TD H	no
DB174	no	no	<i>airline</i>	TD	134 tc
DB175	no	no	<i>airline</i>	TD H	no
DB176	no	no	<i>airline</i>	TD LY H	20 ao 51 tc 14 ls 45 ls
DB177	no	no	<i>airline</i>	TD	77 ao
DB182	no	no	<i>airline</i>	TD LY H	no
DC191	no	no	<i>airline</i>	TD LY H	113 tc 104 ls 128 ls
DC193	no	no	<i>airline</i>	TD H	no
DD201	no	sì	100 011	TD LY	no
DD202	no	no	310 011	TD E	no
DD203	no	no	<i>airline</i>	TD	no
DD204	sì	no	<i>airline</i>	TD	92 ao 104 ao
DD205	no	no	110 011	-	no
DE211	sì	sì	200 011	TD E	80 ao 68 ao 128 ao 20 tc 140 ao 92 ao 116 ao 76 ao 71 tc 56 ao
DE212	no	no	<i>airline</i>	TD H	no
DE222	no	no	<i>airline</i>	TD	no
DF231	no	no	012 011	-	92 ao 110 ao 31 ls 145 ao
DF232	no	no	<i>airline</i>	-	76 tc
DG241	no	no	(012)(011)	-	68 ao
DG242	no	no	100 011	TD H	no
DG243	no	sì	300 011	TD H	no
DG244	no	no	<i>airline</i>	TD	no
DG245	no	no	<i>airline</i>	TD	no
DG246	no	no	<i>airline</i>	TD	16 ls 108 tc
DG247	no	sì	100 011	TD	72 ao 56 ao
DH251	no	no	<i>airline</i>	TD H	143 tc 60 tc
DH252	no	no	<i>airline</i>	TD	108 tc 59 tc 88 ls 12 tc 80 ao
DI261	no	no	012 011	TD H	140 ao 131 ao
DI262	no	no	110 011	TD H	132 ao 84 ao 32 ao 104 ls
DI263	no	no	<i>airline</i>	TD	84 tc 79 tc

Continua alla pagina successiva

Continua dalla pagina precedente

Serie	Log.	Cost.	Modello	Regressori	Outlier
DI264	no	no	100 011	TD H	124 ls
DI265	no	no	<i>airline</i>	-	no
DI266	no	no	<i>airline</i>	TD LY H	14 ao 56 ao
DI268	no	no	<i>airline</i>	TD H	117 ls
DJ271	no	no	<i>airline</i>	-	33 ao 73 tc 106 ls
DJ272	no	no	<i>airline</i>	TD H	no
DJ274	no	no	<i>airline</i>	TD H	53 ao
DJ275	no	no	300 011	TD H E	no
DJ281	sì	no	<i>airline</i>	TD	92 ao
DJ282	no	no	<i>airline</i>	TD LY	98 ao 121 ls 119 ls 111 tc 103 tc 115 ao 130 tc 96 ls
DJ283	no	sì	100 011	TD	no
DJ284	no	no	311 011	TD LY H	19 ao 108 ls 36 tc
DJ286	no	no	211 011	TD LY	37 ao 54 ao 39 tc 48 ao 53 ls 3 ls 44 ao 20 ao 57 tc
DJ287	no	no	<i>airline</i>	TD H	no
DK291	no	no	<i>airline</i>	TD LY H	no
DK292	no	no	<i>airline</i>	TD H	no
DK293	sì	no	<i>airline</i>	TD	8 ao 44 ao 80 ao 68 tc
DK294	no	no	<i>airline</i>	TD	108 ao
DK295	no	no	<i>airline</i>	TD LY	94 ao 70 tc
DK296	no	no	<i>airline</i>	TD H	89 ao 44 ao
DK297	no	no	<i>airline</i>	TD H	no
DL300	no	no	210 011	-	67 ao 84 ao
DL311	no	no	<i>airline</i>	TD H	108 tc
DL312	no	no	<i>airline</i>	TD H	133 ls
DL313	no	no	<i>airline</i>	TD H	31 ao
DL314	no	no	211 011	TD	30 ao 60 ao 12 ao 44 ls 68 tc 34 ls 133 ls 23 ao
DL315	no	no	(210)(011)	TD	118 ls
DL316	no	no	<i>airline</i>	TD	88 ls 80 ao 11 ao 18 ao 14 tc 75 ls
DL321	no	no	010 011	TD	no
DL322	no	no	012 011	TD	49 ls 38 tc 22 tc 44 ao 55 ao 121 ao 29 ao
DL323	no	no	210 011	TD	56 ao
DL331	no	no	<i>airline</i>	TD	no
DL332	no	no	<i>airline</i>	TD H	108 tc 133 ls
DL334	no	no	<i>airline</i>	TD H	62 ao
DL335	no	no	<i>airline</i>	-	36 ao 12 ao 61 ls 41 ls
DM341	no	no	210 011	TD H	20 ao 86 ls
DM342	no	sì	011 010	TD H	43 ao 115 ao 136 ls 13 ao 28 ao
DM343	no	no	021 011	TD H	61 ls
DM351	no	no	<i>airline</i>	TD H	14 ao
DM352	no	no	<i>airline</i>	TD H	104 ao 116 ao 8 ao
DM353	sì	sì	<i>airline</i>	TD H	61 ls 53 tc 48 ls 40 ao 55 tc 72 ao 50 ls
DM354	no	no	<i>airline</i>	TD	128 ls 129 ao 133 tc 116 ls 112 ls 125 ao
DN361	no	no	<i>airline</i>	TD	108 tc

Continua alla pagina successiva

Continua dalla pagina precedente

Serie	Log.	Cost.	Modello	Regressori	Outlier
DN362	sì	no	010 010	-	-
DN363	no	sì	<i>airline</i>	TD LY	23 tc 31 tc 17 ls
DN365	no	sì	100 011	TD	116 ao 115 tc 129 ao 106 tc 99 tc 142 tc 109 ao 114 ao 127 tc
DN366	sì	no	011 010	-	67 ao 132 ao
DN371	no	no	010 010	-	no
DN372	no	no	011 010	E	no
E401	no	sì	100 011	TD LY H E	59 ao
E402	sì	sì	100 011	TD LY E	51 ao 87 ao 107 ls
E403	no	no	(210)(011)	-	66 ao

Legenda:

H = regressore relativo alle festività nazionali, non coincidenti con sabato e domenica;

TD = regressore relativo ai giorni lavorativi;

LY = regressore relativo all'effetto *leap year*;

E = regressore relativo all'effetto Pasqua;

AO = *outlier additivo*;

LS = cambiamento di livello

TC = cambiamento temporaneo;

Tabella 8: Diagnostiche dei modelli

Serie	TRAMO			SEATS				
	Norm	LB	LB 2	Norm	LB	Pierce	LB 2	Pierce 2
CA	0.5	15.2	17.9	0.1	13.9	0.6	30	5.9
CB	2.7	16	30.3	2.1	19.1	4.6	33.2	1.7
DA151	0.3	15.2	16	0.1	16.7	0.2	18.8	0.5
DA152	1.8	33.6	16.4	3	36.4	0.7	19.2	4.7
DA153	10.6	16.6	35	12.3	21.3	3.1	35.2	19.3
DA154	1.7	30.2	28.2	0.8	28.5	2.6	22.7	1.9
DA155	0.2	35.2	16.4	3.1	40.7	1.5	20.5	1
DA156	2.8	18.7	18.3	1.7	17	0.3	19.7	0.4
DA157	2.2	30.7	30.4	3.4	30	4.9	28.5	7.9
DA158	1.1	17.3	23.2	3.7	15.4	1.2	27	8.6
DA159	1	18.5	28.6	0.8	17.2	2.7	30	6.3
DA160	15.6	16.7	19.5	40.3	18.3	1	14.4	6.8
DB171	12.2	36.8	28.3	15.8	38.1	2.2	39.7	0.1
DB172	0	24.5	24	0.3	23	10.4	17.6	3.6
DB173	0.2	30.9	30.5	0	31.8	3.4	34.8	5.7
DB174	19.6	25.8	26.2	24.5	22.7	0.8	24.1	0.9
DB175	5	24.4	25.7	6.7	26.7	6.2	28	1.9
DB176	9.7	32.9	19.9	9.1	37.1	4	19.1	1.1
DB177	0.4	9.5	31.2	0.4	11.5	1.1	32.6	2.1
DB182	0.1	32.4	22.4	0.1	29.3	3.3	21	0.3
DC191	0.5	27.1	21.1	1.3	23.7	0.8	20.9	1.8
DC193	0.6	12.2	25.2	0.3	14.4	0.5	29.1	1.4
DD201	0.4	22.6	16.1	0.1	23.4	1.1	16.3	0.8
DD202	1.7	30.8	14.8	4.7	31.5	1.6	16.1	0.7
DD203	0.5	19.7	19.1	0	18.2	0.8	19.2	2.6
DD204	1.3	23	36.9	0.9	25.8	0.9	35.5	12.4
DD205	-	-	-	7.4	33.7	-	14.8	-
DE211	1.4	12.7	9.3	6.3	13	2.5	13.9	2.5
DE212	0.6	24.8	16.6	0.6	27.2	1.2	19	4.6
DE222	0.1	22.6	17.2	0.4	24.1	0.7	19.8	2.5
DF231	5.2	27.2	16.8	6.9	45.2	1.1	18.9	1.5
DF232	3.7	31.1	27	4.8	32	3.4	29.5	8.4
DG241	0.7	15.9	24	1.3	17.3	1.7	27.2	0.6
DG242	2.4	37.8	19.3	3.2	34.6	0.4	18.3	0.3
DG243	0.7	20.4	14.8	0.9	16.9	2.3	13.6	3.4
DG244	0.1	12.3	21	0.2	11.6	1.7	23.3	2.2
DG245	5.4	19.9	28.4	9.8	17.1	0.5	24.7	13.9
DG246	4.1	26.3	28.7	4.1	24.2	0.2	24.1	1.6
DG247	10.6	17.3	94.5	13.2	18.8	0.1	113.2	2.8
DH251	3.7	27.7	28.9	6.7	30.2	1.3	21.5	0.8
DH252	2.4	21.1	29.3	3.7	24.6	0.9	33.6	1.2
DI261	0.3	12.6	27.2	1.7	13.2	0.1	27.2	3.4
DI262	4.9	23.6	20.6	6.3	23	2.2	19.4	1.3
DI263	2.1	23.7	16	4.4	24	0.6	19.1	0.6

Continua alla pagina successiva

Continua dalla pagina precedente

Serie	TRAMO			SEATS				
	Norm	LB	LB 2	Norm	LB	Pierce	LB 2	Pierce 2
DI264	0.5	28.6	29.8	1.3	23.5	0.5	40.4	3.3
DI265	5.1	24.6	21.6	5	22.4	0.7	17.2	5.1
DI266	8.3	18.7	25.5	17	17.5	1	32.1	10.6
DI268	8.5	21	32.9	13.8	19.5	3	34.5	0.5
DJ271	7.4	38.4	22.1	5.1	35.1	0.2	34.8	9.6
DJ272	4.2	26.9	33.5	7.7	26.4	4.5	37.1	4.1
DJ274	2.7	18.7	27.6	5.4	20.6	2.2	22	1.5
DJ275	4.1	26.7	31.7	2.1	25.2	1.5	35.9	12.4
DJ281	0.9	13.3	17.9	1.2	16.9	2.4	16.7	1.8
DJ282	2	19.1	22.1	6.7	21.5	0.2	27	0.4
DJ283	10.3	19.5	19.9	12	23.3	4.2	18	3.2
DJ284	1.5	26	16.4	1.6	22.9	0.3	18.1	0.1
DJ286	3.3	26.7	27.5	0.4	15.2	0.4	20.9	0.3
DJ287	1.5	23	22.7	1.1	19.9	1.1	27.5	3.6
DK291	0.3	21.5	34.7	1.4	20.3	0.4	33.8	9.1
DK292	0.9	10.9	25	0.8	12.3	0.4	36.7	5.5
DK293	8.7	32.8	19.2	24	32.3	0.4	23.8	17.1
DK294	2.2	20.8	20.8	6.3	21.7	1	28.4	1.2
DK295	5.2	20.9	18.4	8.7	24	0.1	20.6	4.7
DK296	2.1	24.9	20.2	1.7	35.7	16.9	26.4	2.6
DK297	2.1	25.8	24.6	1	22.5	0.8	27.3	0.2
DL300	1.8	20.6	20	1.4	23.5	3.7	17.1	0.9
DL311	2.4	32.7	28.7	1.9	28.9	2.7	27.6	0.7
DL312	0	23	18.6	0.3	25.4	3.2	19.3	0.2
DL313	0.5	25.8	23.9	2.8	21.1	1.8	16	3.5
DL314	0.1	25.3	25.8	1.5	25.9	0.1	29.2	0.9
DL315	1.5	29	19.6	2.7	30.7	2	16.3	1.2
DL316	0.1	23.9	14.3	0	23.9	1.5	14.8	1.2
DL321	-	-	-	1.6	20.2	-	18.2	-
DL322	0.1	13.5	23	0.8	16.7	1	21.1	2
DL323	6.9	11.1	14.9	6.5	11.5	0.6	17.8	2.2
DL331	10.7	19.4	12.9	10.9	17.4	4.4	19.4	0.6
DL332	0.4	19.8	18.5	2.5	19	1.5	21.4	1.1
DL334	1.3	23.1	15.3	2.3	24.8	0.9	19.7	2.7
DL335	2	24.6	34.2	2.5	23.7	5.9	25.3	2.6
DM341	1.1	19.3	32	0.8	13.7	0.3	30.4	3.6
DM342	33.4	9.7	15.8	32	18.1	0.4	13.1	2.5
DM343	3.2	28.6	34.6	2.5	26.7	2	27.2	1.5
DM351	2.2	20.3	28.4	1.5	18.3	0.3	23.8	0.7
DM352	0.3	18.6	21.8	0.9	19.5	3.3	3.3	4
DM353	2.4	33.8	25.2	2.4	17.9	2.5	31.7	0.6
DM354	0.2	23.1	21.8	0.2	27.8	1.1	23.8	1.5
DN361	1.2	29.7	66.7	2.4	25.4	5.7	88.5	42.2
DN362	-	-	-	0.7	7.6	-	19.8	-
DN363	9.1	21.5	40.8	1.8	30.3	4.7	38	3.5

Continua alla pagina successiva

Continua dalla pagina precedente

Serie	TRAMO			SEATS				
	Norm	LB	LB 2	Norm	LB	Pierce	LB 2	Pierce 2
DN365	1.6	20	13.9	6.2	21.2	3.5	20.7	4.1
DN366	41.8	27.6	34	44.8	29.7	4.7	35.2	2.7
DN371	-	-	-	0.3	16.4	-	18.5	-
DN372	-	-	-	1.3	14.9	-	14.4	-
E401	13	23.7	22.4	23.4	26	2.4	25.2	2.5
E402	0.2	19.3	38.1	1	36.8	9.5	25.6	1.6
E403	3.7	28.4	17	3.9	30.3	2.7	17.3	0.9

Legenda:

Norm = test di Jarque-Bera; LB = test di Ljung-Box;

LB 2 = test di Ljung-Box sui residui al quadrato; Pierce = test di Pierce;

Pierce 2 = test di Pierce sui residui al quadrato

Figura 2: Indice generale – Dati destagionalizzati

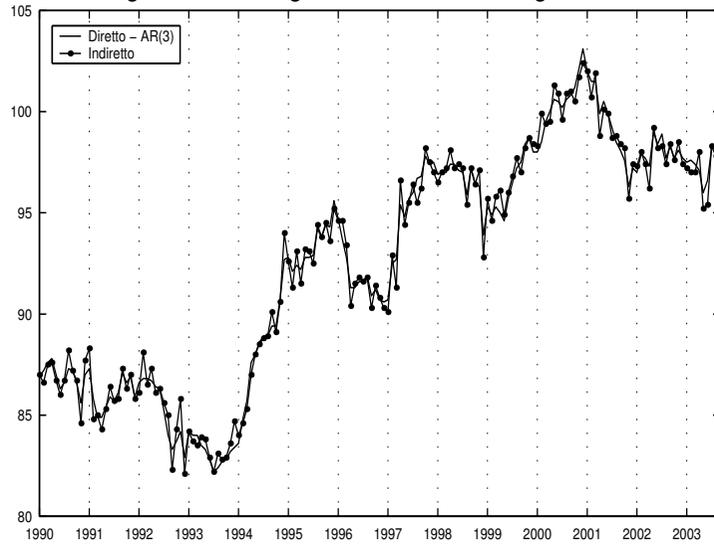


Figura 3: Indice generale – Variazioni congiunturali

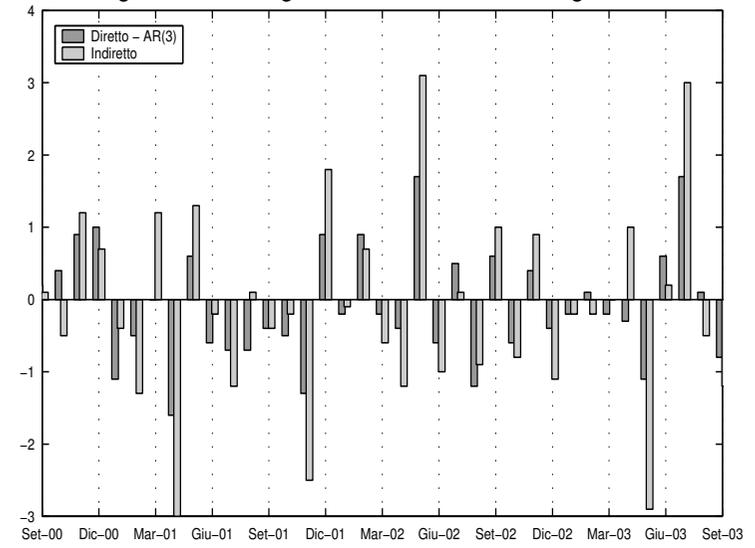


Figura 4: Indice generale – Dati destagionalizzati



Figura 5: Indice generale – Variazioni congiunturali

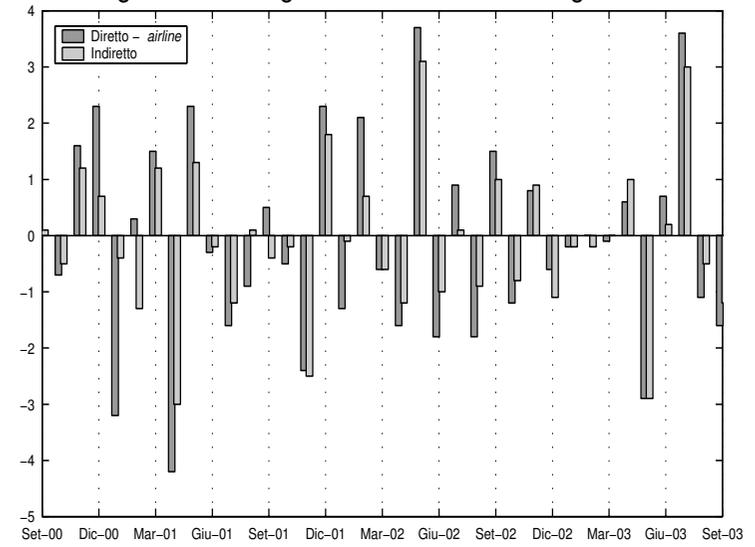


Figura 6: Estrazione di minerali (C) – Dati destagionalizzati

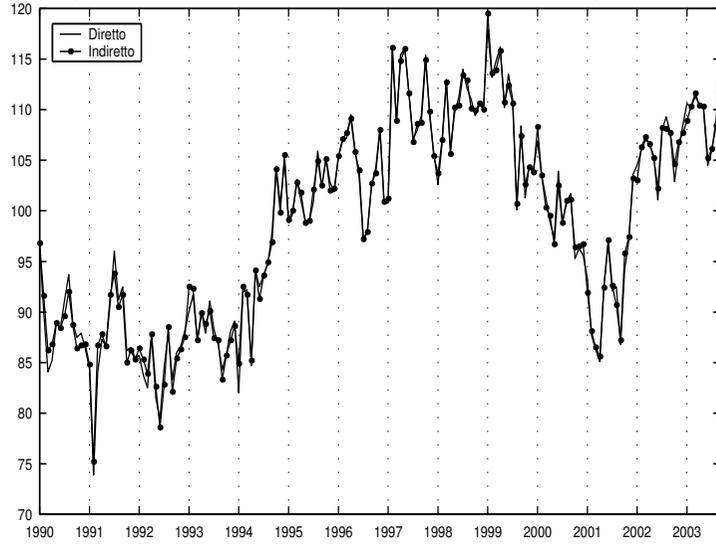


Figura 7: Estrazione di minerali (C) – Variazioni congiunturali

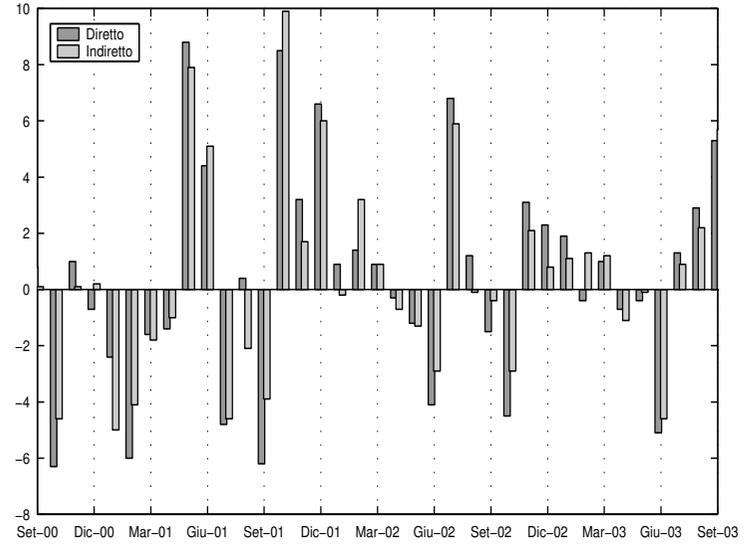


Figura 8: Attività Manifatturiere (D) – Dati destagionalizzati

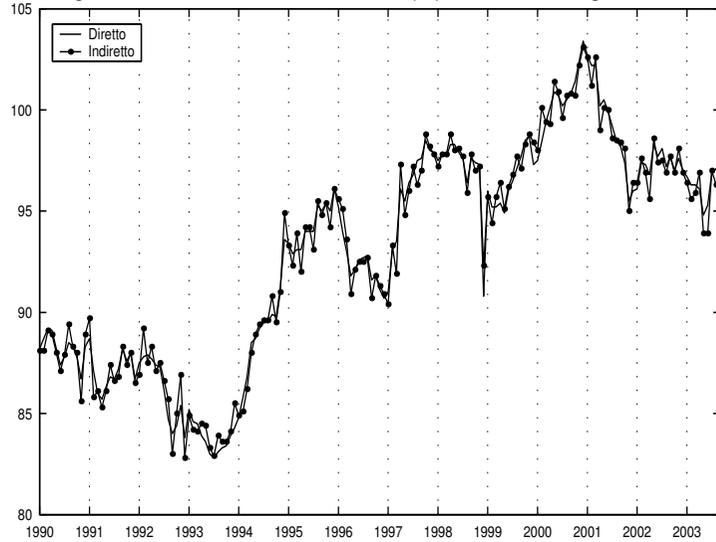


Figura 9: Attività Manifatturiere (D) – Variazioni congiunturali

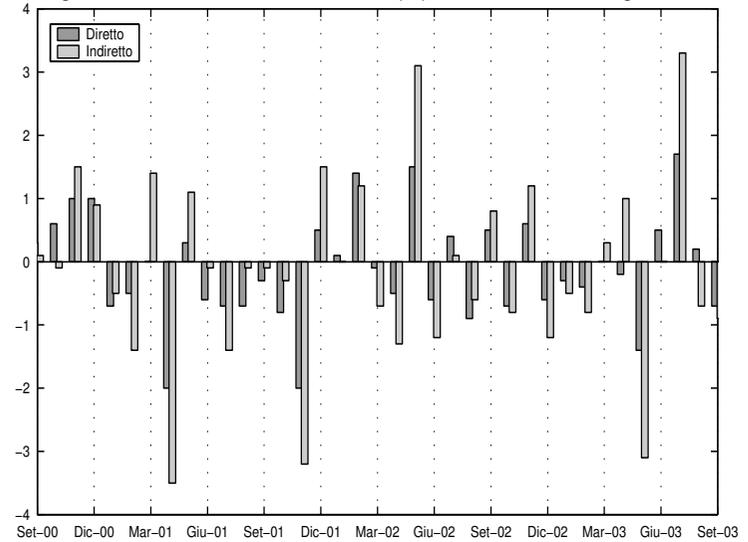


Figura 10: Prod. e distr. di energia (E) – Dati destagionalizzati

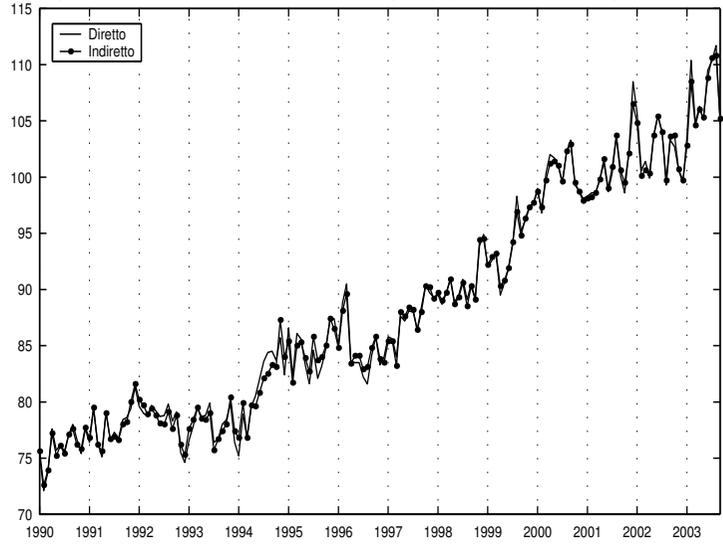


Figura 11: Prod. e distr. di energia (E) – Variazioni congiunturali

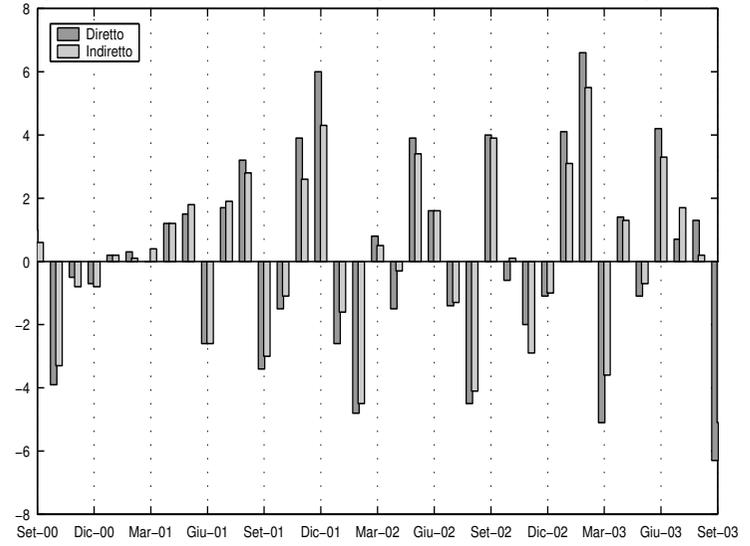


Figura 12: Beni intermedi – Dati destagionalizzati

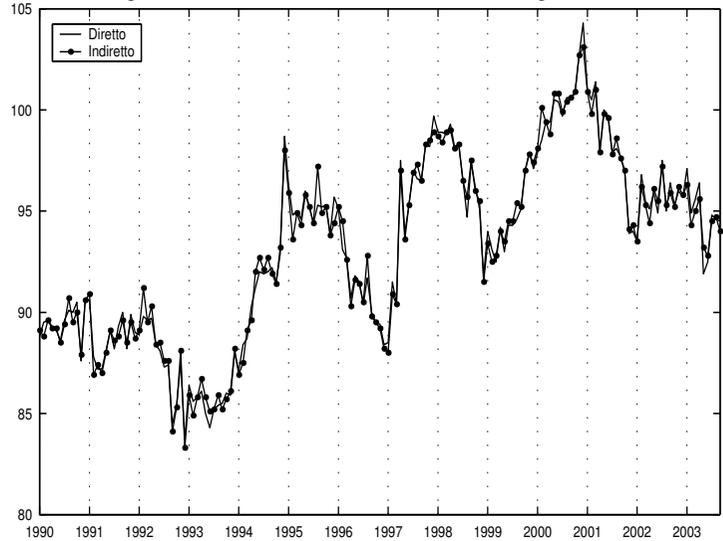


Figura 13: Beni intermedi – Variazioni congiunturali

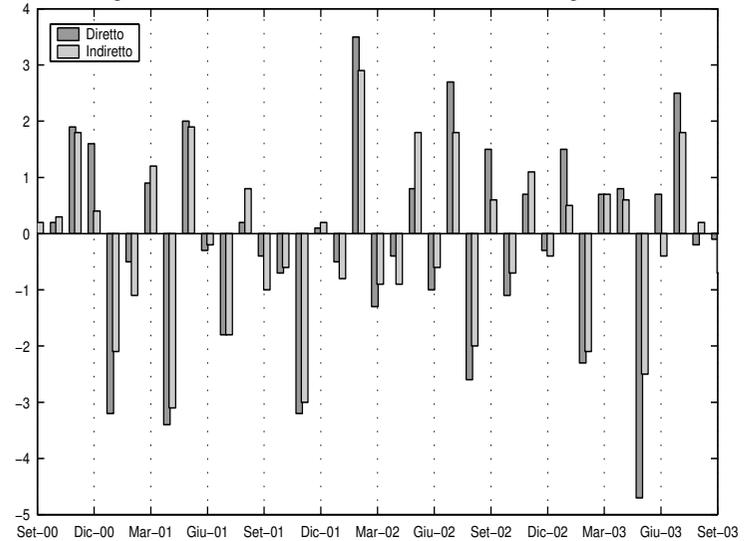


Figura 14: Beni strumentali – Dati destagionalizzati

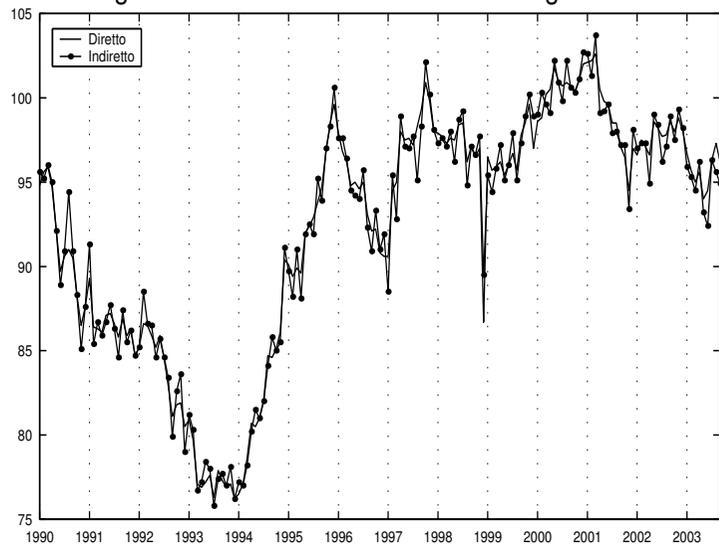


Figura 15: Beni strumentali – Variazioni congiunturali

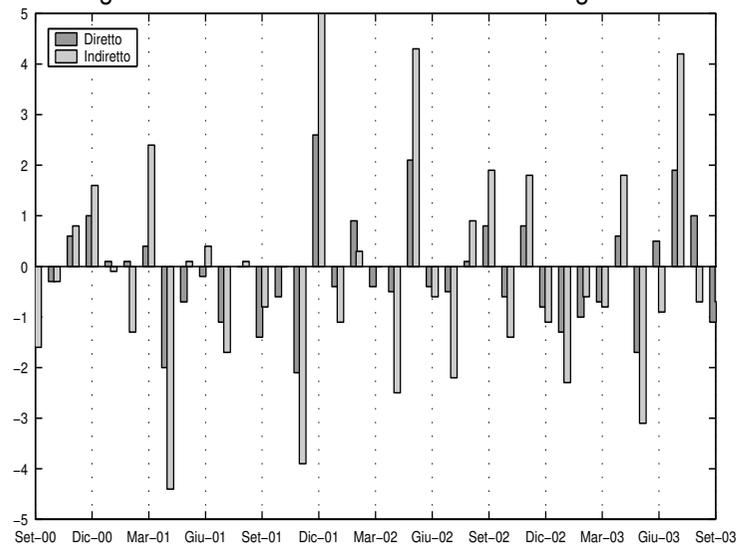


Figura 16: Beni di consumo durevoli – Dati destagionalizzati



Figura 17: Beni di consumo durevoli – Variazioni congiunturali

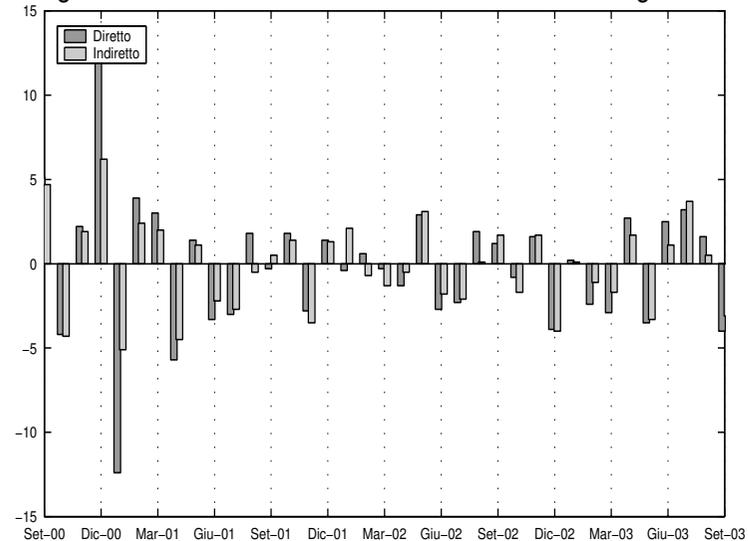


Figura 18: Beni di consumo non durevoli – Dati destagionalizzati

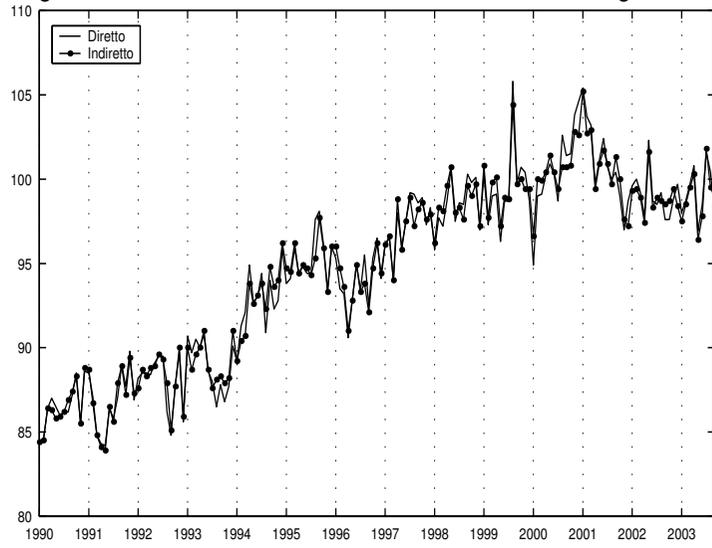


Figura 19: Beni di consumo non durevoli – Variazioni congiunturali

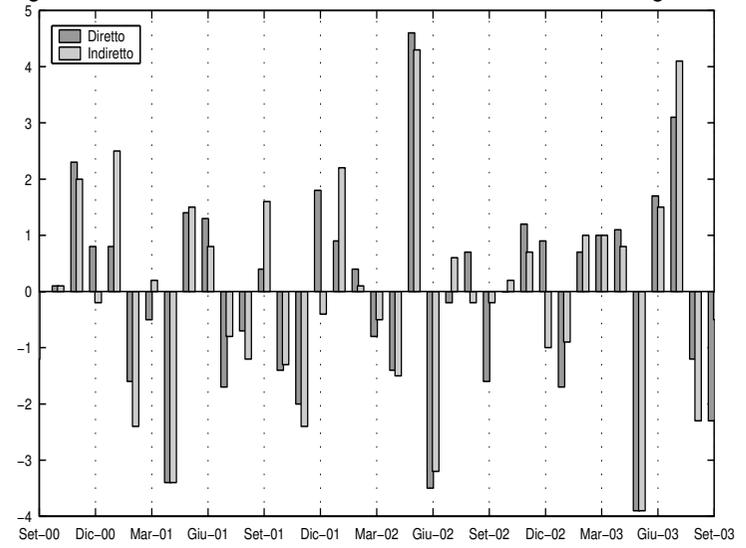


Figura 20: Energia – Dati destagionalizzati

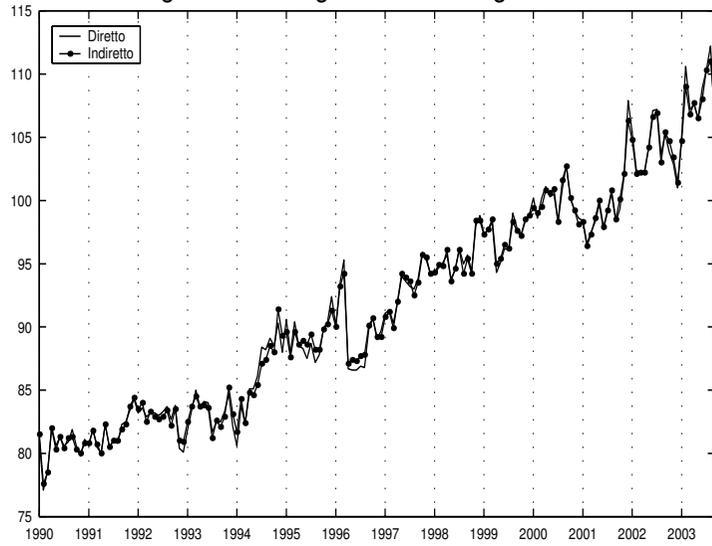


Figura 21: Energia – Variazioni congiunturali

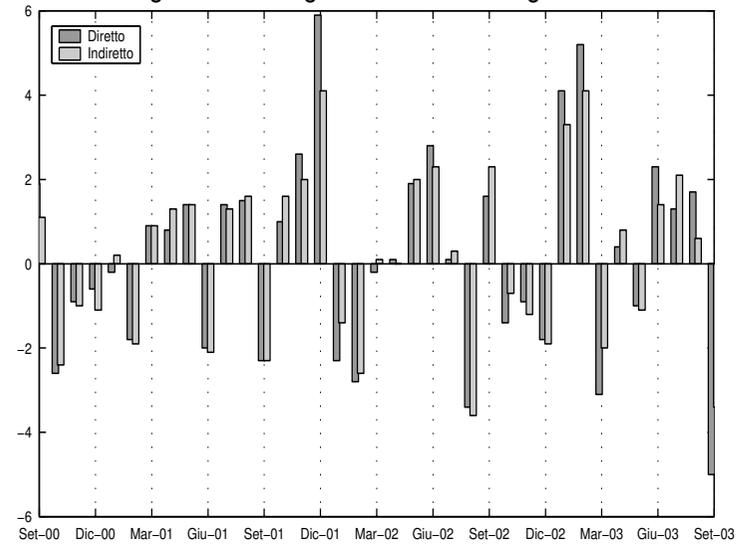


Figura 22: Beni di consumo totali – Dati destagionalizzati

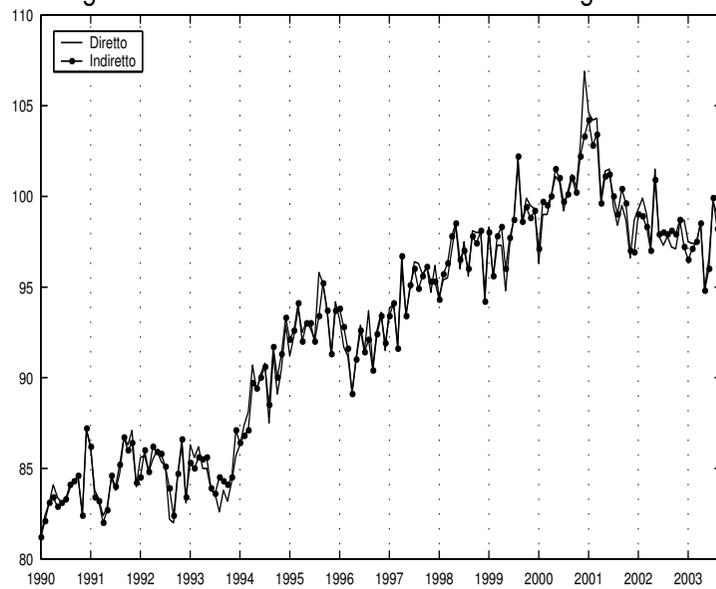
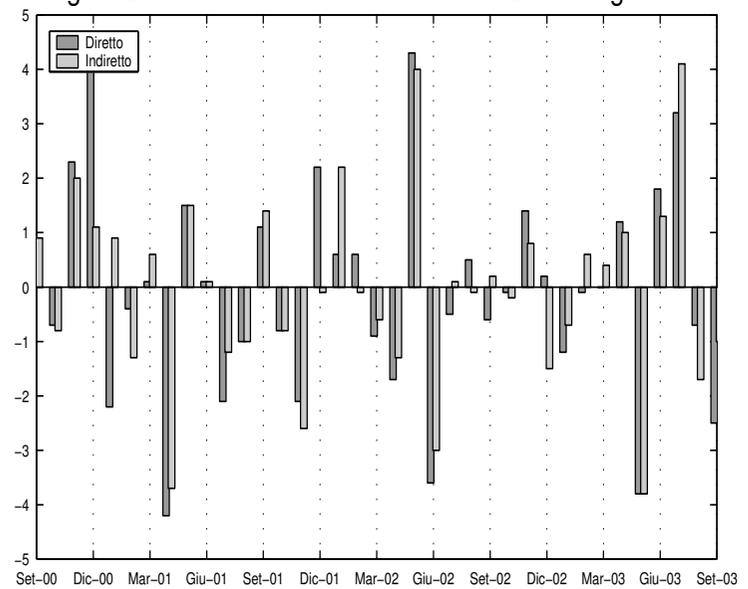


Figura 23: Beni di consumo totali – Variazioni congiunturali



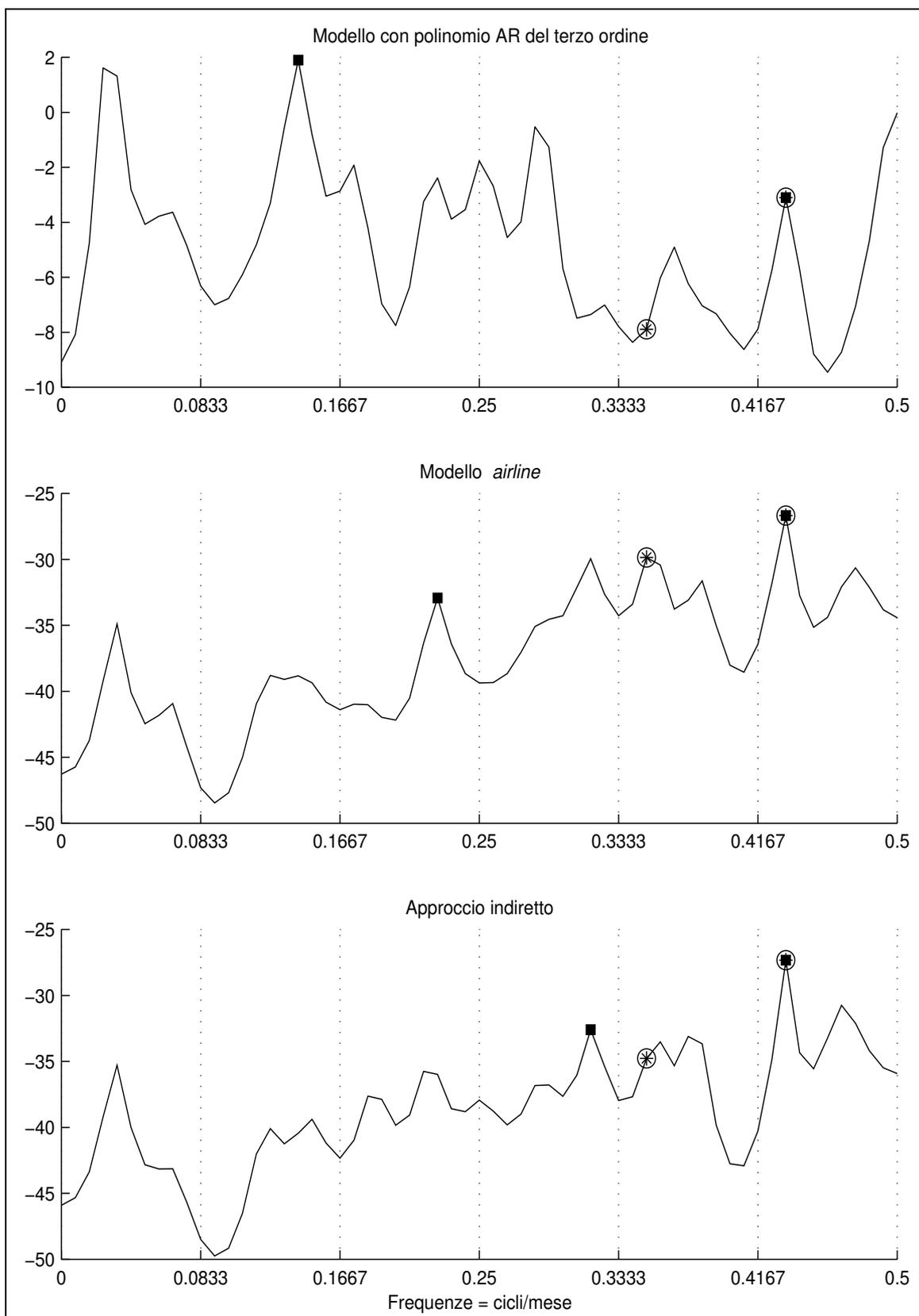


Figura 24: Spettro (espresso in decibel) dell'indice generale destagionalizzato e differenziato (ott. 96 - set. 03)

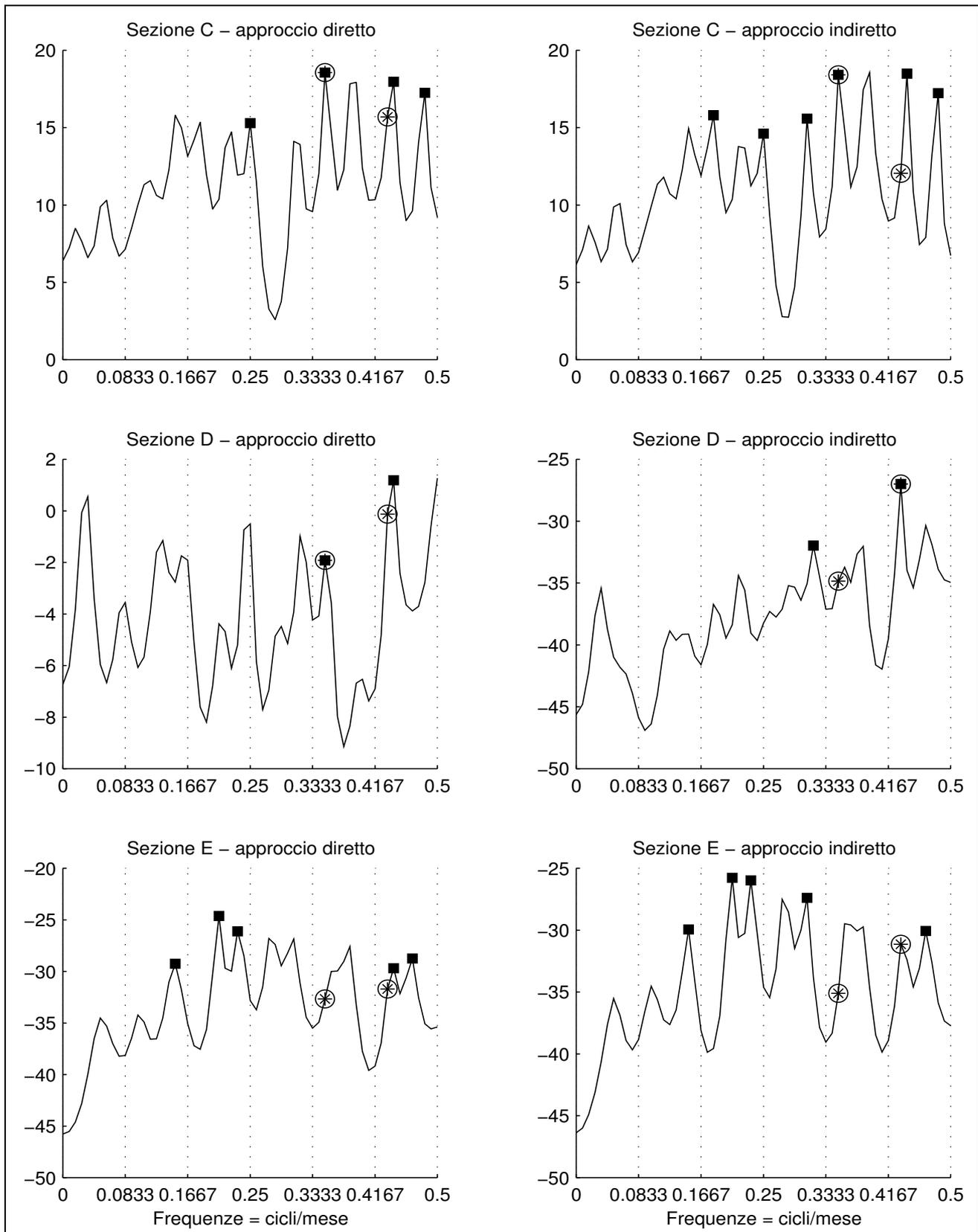


Figura 25: Spettro (espresso in decibel) delle serie destagionalizzate e differenziate (ott. 96 - set. 03)

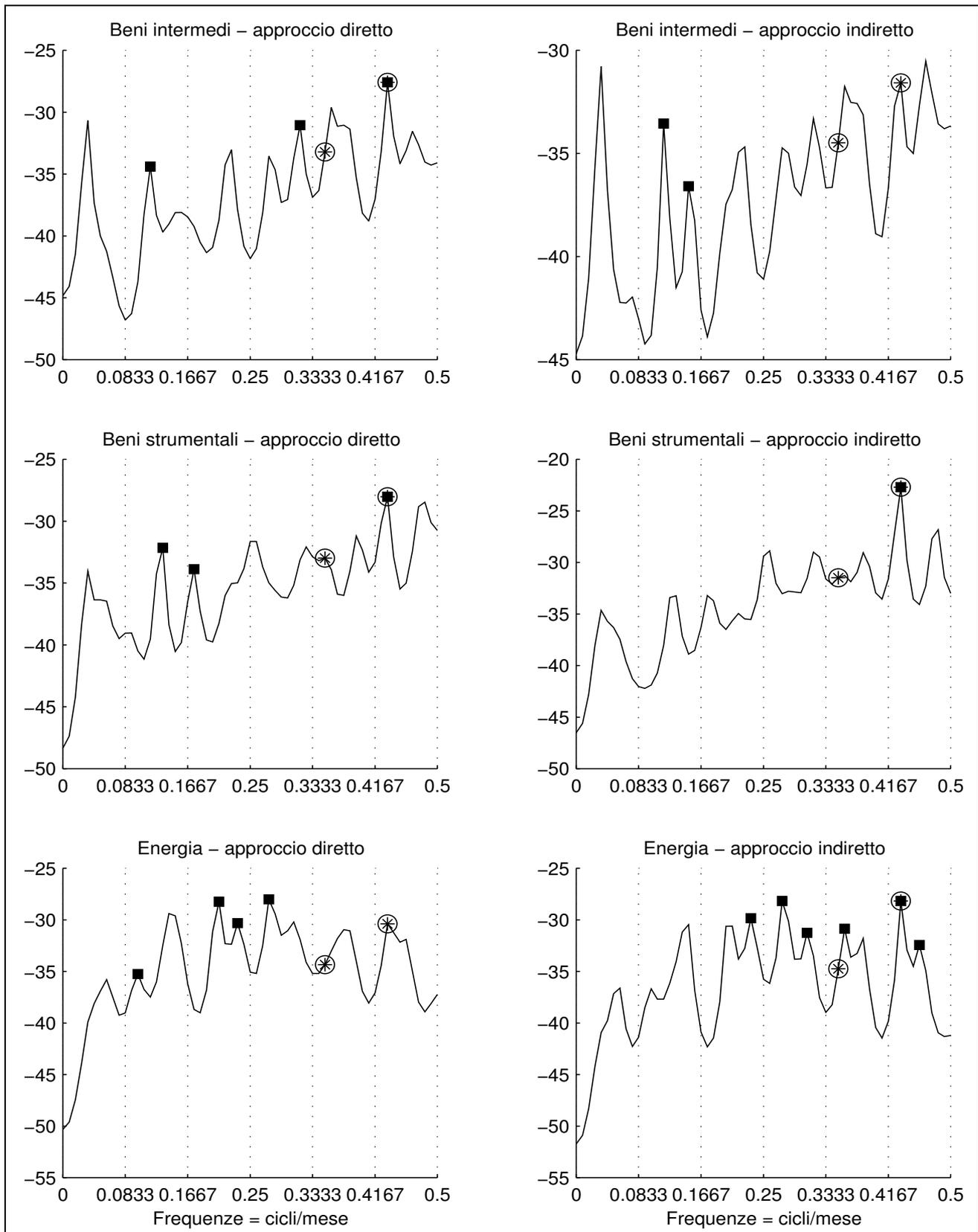


Figura 26: Spettro (espresso in decibel) delle serie destagionalizzate e differenziate (ott. 96 - set. 03)

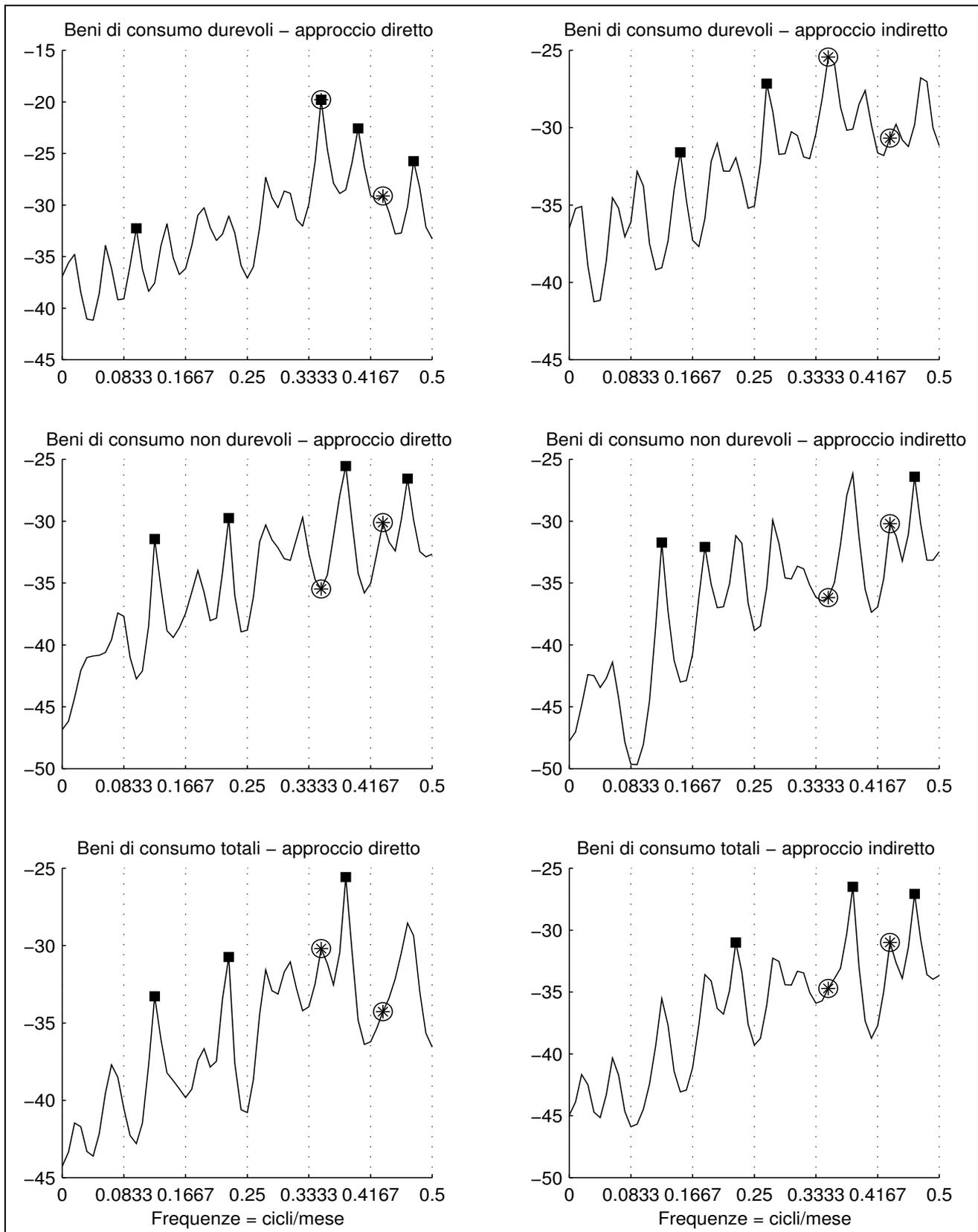


Figura 27: Spettro (espresso in decibel) delle serie destagionalizzate e differenziate (ott. 96 - set. 03)

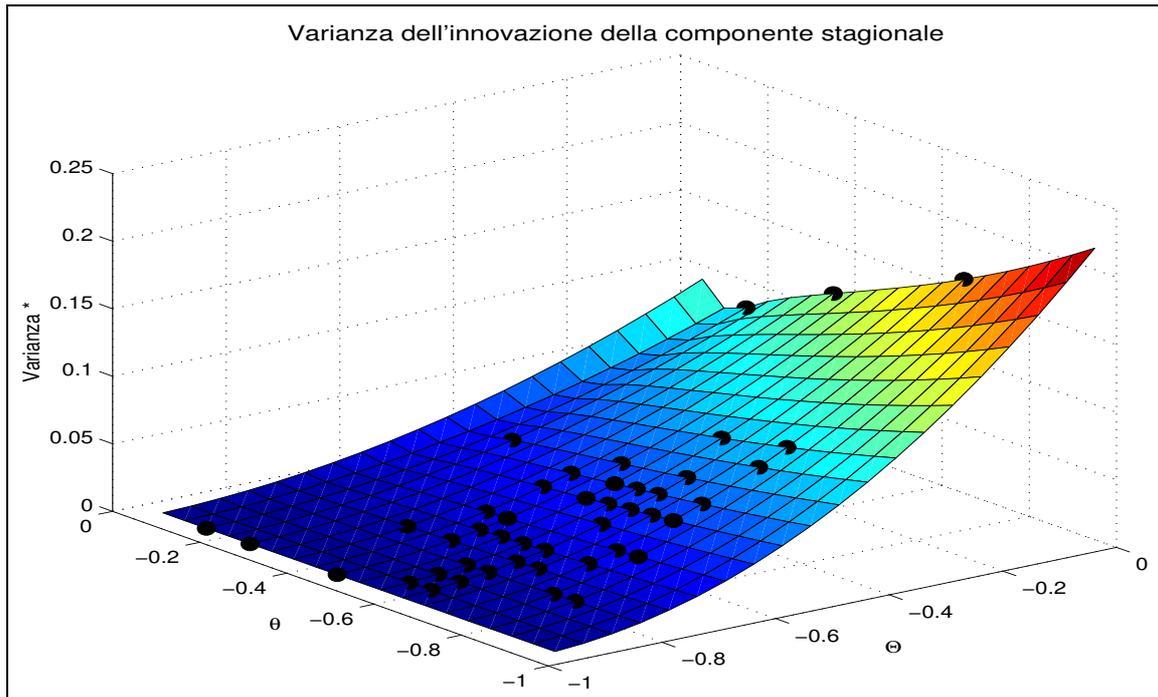


Figura 28: Varianza dell'innovazione della componente stagionale (espressa in rapporto alla varianza dei residui) per i modelli *airline* (in nero sono evidenziati i valori relativi alle serie dei gruppi ATECO).

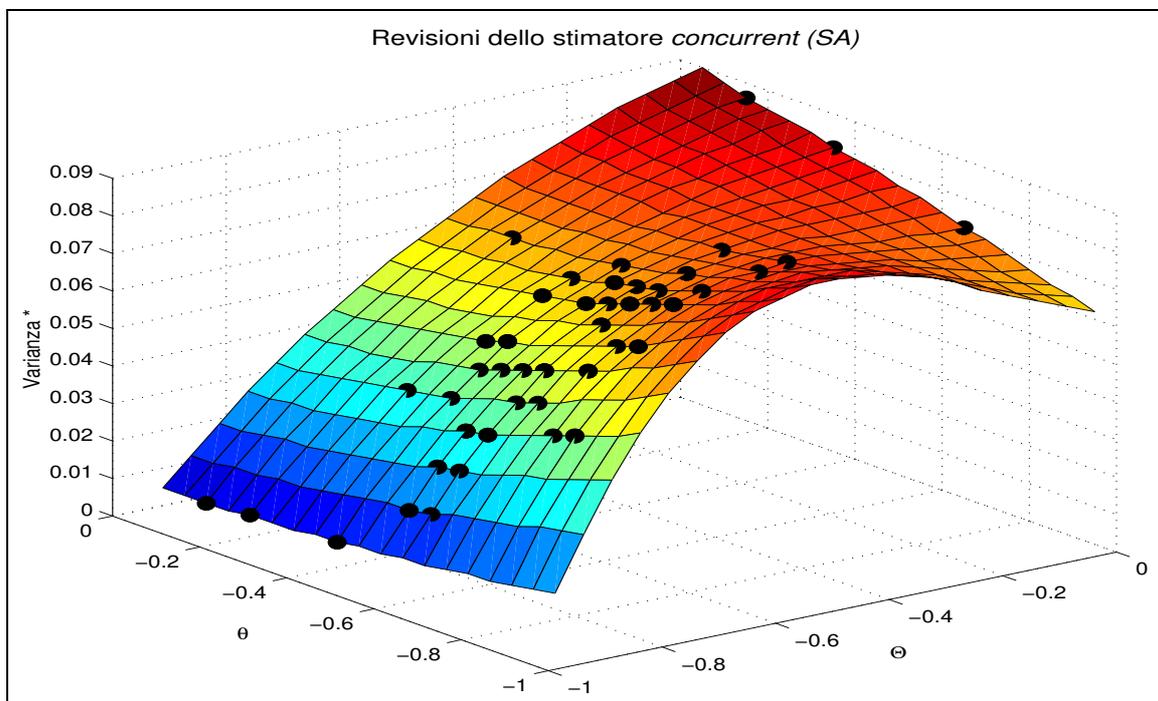


Figura 29: Varianza dell'errore di revisione dello stimatore *concurrent* della serie destagionalizzata rispetto allo stimatore finale (espressa in termini di varianza dei residui) per i modelli *airline* (in nero sono evidenziati i valori relativi alle serie dei gruppi ATECO).

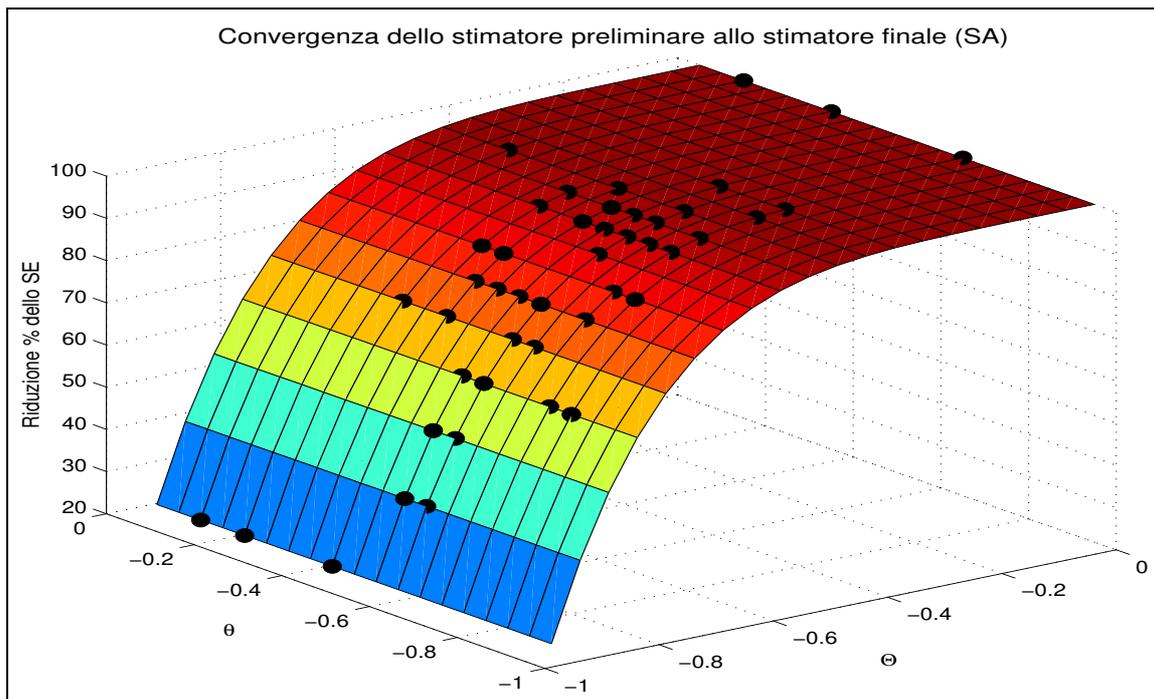


Figura 30: Velocità di convergenza dello stimatore preliminare della serie destagionalizzata (SA) allo stimatore finale per i modelli *airline* (in nero sono evidenziati i valori relativi alle serie dei gruppi ATECO).

Tabella 9: Indicatori di revisione dei dati destagionalizzati; gruppi ATECO (set. 01 - set. 03)

Serie	Medie				Varianze				MAPE %			
	1 p.	2 p.	3 p.	6 p.	1 p.	2 p.	3 p.	6 p.	1 p.	2 p.	3 p.	6 p.
DA151	0.06	0.03	0.06	0.21	0.18	0.21	0.20	0.28	0.28	0.29	0.27	0.37
DA152	0.09	0.13	0.18	0.54	0.05	0.12	0.11	0.19	0.16	0.26	0.24	0.52
DA153	-0.08	-0.05	0.71	2.98	0.39	0.58	6.10	25.69	0.44	0.60	1.17	3.51
DA154	-0.07	-0.07	-0.16	-0.11	0.06	0.07	0.14	0.15	0.19	0.19	0.30	0.27
DA155	0.11	0.15	0.18	0.16	0.07	0.12	0.10	0.09	0.23	0.26	0.25	0.22
DA156	0.11	0.14	0.20	0.17	0.19	0.19	0.18	0.20	0.36	0.30	0.38	0.39
DA157	-0.05	-0.10	-0.14	-0.23	0.04	0.03	0.04	0.03	0.12	0.13	0.17	0.20
DA158	0.03	0.27	0.27	0.41	0.12	0.60	0.74	0.96	0.20	0.40	0.47	0.62
DA159	0.07	0.14	0.10	-0.16	0.11	0.24	0.31	0.14	0.22	0.37	0.41	0.30
DA160	-0.04	-0.23	-0.27	0.49	2.18	2.74	2.83	3.20	1.00	1.44	1.48	1.68
DB171	-0.06	-0.04	-0.11	-0.42	0.41	1.27	2.04	1.57	0.50	1.05	1.33	1.12
DB172	-0.09	-0.30	-0.52	-0.36	0.47	1.79	1.66	2.05	0.63	0.86	1.01	1.03
DB173	-0.03	-0.05	-0.09	0.14	0.27	0.32	0.37	0.52	0.38	0.46	0.51	0.61
DB174	0.08	0.35	0.76	1.63	0.63	0.57	0.76	0.86	0.70	0.79	1.08	2.11
DB175	-0.07	-0.11	-0.19	-0.20	0.56	0.45	0.55	0.68	0.62	0.57	0.59	0.65
DB176	0.04	0.03	0.18	0.28	0.12	0.28	0.32	0.51	0.32	0.38	0.50	0.61
DB177	-0.04	-0.06	-0.18	-0.59	0.20	0.48	0.58	0.20	0.40	0.70	0.73	0.68
DB182	0.21	0.30	0.54	0.43	0.88	2.05	2.18	2.46	0.84	1.24	1.52	1.37
DC191	0.04	0.03	0.08	-0.33	0.26	0.46	0.59	0.22	0.37	0.55	0.69	0.54
DC193	0.05	0.18	0.27	0.45	0.53	0.66	0.67	0.67	0.75	0.73	0.84	0.90
DD201	0.08	0.29	0.58	1.20	0.29	0.45	0.56	0.69	0.38	0.59	0.71	1.19
DD202	-0.15	-0.56	-0.50	-0.71	1.96	0.66	0.39	0.40	0.88	0.74	0.57	0.68
DD203	-0.10	-0.08	0.02	0.10	0.44	0.53	0.33	0.38	0.41	0.49	0.46	0.50
DD204	0.03	-0.07	-0.14	-0.07	0.08	0.30	0.23	0.18	0.23	0.36	0.37	0.35
DD205	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
DE211	-0.03	-0.07	-0.05	0.17	0.07	0.23	0.22	0.48	0.21	0.33	0.35	0.56
DE212	-0.09	-0.13	-0.18	-0.24	0.12	0.17	0.17	0.18	0.28	0.34	0.33	0.38
DE222	0.03	0.07	0.05	0.02	0.03	0.09	0.11	0.11	0.16	0.26	0.30	0.28
DF231	0.08	0.07	0.00	0.06	0.03	0.11	0.17	0.14	0.24	0.36	0.42	0.42
DF232	-0.04	-0.06	-0.08	0.02	0.10	0.12	0.13	0.07	0.22	0.28	0.32	0.23
DG241	-0.04	-0.07	-0.11	-0.08	0.02	0.02	0.02	0.01	0.12	0.11	0.13	0.12
DG242	-0.26	-0.42	-0.58	-1.23	0.25	0.63	1.00	1.42	0.47	0.72	0.92	1.50
DG243	-0.01	0.01	-0.09	-0.23	0.56	0.72	0.68	0.65	0.55	0.58	0.55	0.62
DG244	-0.12	-0.13	-0.14	-0.12	0.15	0.18	0.14	0.16	0.26	0.34	0.32	0.28
DG245	-0.04	0.09	0.07	-0.08	0.41	0.67	0.92	0.32	0.39	0.50	0.58	0.38
DG246	0.08	0.11	0.03	-0.48	0.48	1.02	1.80	2.16	0.65	1.02	1.46	1.70
DG247	0.33	0.48	-0.45	-0.63	3.79	5.62	2.92	3.30	1.41	2.03	1.48	1.07
DH251	-0.03	-0.06	-0.08	-0.18	0.04	0.03	0.03	0.03	0.16	0.13	0.15	0.19
DH252	0.01	-0.02	-0.07	-0.16	0.20	0.59	0.71	0.33	0.37	0.59	0.68	0.43
DI261	0.11	0.21	0.25	0.11	0.10	0.16	0.15	0.29	0.19	0.30	0.33	0.45
DI262	-0.04	-0.08	-0.08	0.00	0.46	0.29	0.35	0.50	0.53	0.42	0.42	0.48
DI263	-0.03	-0.03	-0.03	0.34	0.15	0.32	0.41	0.50	0.37	0.47	0.55	0.75
DI264	0.15	0.24	0.44	1.10	0.36	0.39	0.67	0.57	0.46	0.44	0.68	1.07
DI265	0.03	0.04	0.07	0.14	0.06	0.13	0.20	0.21	0.15	0.24	0.26	0.26

Continua alla pagina successiva

Continua dalla pagina precedente

Serie	Medie				Varianze				MAPE %			
	1 p.	2 p.	3 p.	6 p.	1 p.	2 p.	3 p.	6 p.	1 p.	2 p.	3 p.	6 p.
DI266	-0.30	-0.50	-0.76	-1.12	0.33	0.61	0.80	0.68	0.43	0.66	0.89	1.01
DI268	-0.04	-0.08	-0.13	0.09	0.15	0.22	0.23	0.44	0.34	0.38	0.37	0.54
DJ271	0.08	0.17	0.21	0.31	0.09	0.16	0.17	0.11	0.16	0.25	0.26	0.36
DJ272	0.08	-0.01	-0.05	0.07	0.18	0.46	0.60	0.25	0.33	0.53	0.61	0.43
DJ274	-0.08	-0.06	-0.07	0.11	0.25	0.26	0.35	0.65	0.43	0.50	0.53	0.72
DJ275	-0.20	-0.23	-0.26	-0.19	0.37	0.34	0.26	0.29	0.54	0.54	0.49	0.49
DJ281	0.08	0.08	0.08	-0.08	0.31	0.26	0.39	0.18	0.45	0.34	0.43	0.34
DJ282	0.11	0.32	0.46	0.60	0.16	0.44	0.67	0.93	0.36	0.58	0.75	0.90
DJ283	-0.59	-0.23	-0.65	-0.17	6.89	3.50	5.46	2.75	0.82	0.75	1.03	1.03
DJ284	-0.09	-0.04	0.07	0.23	0.62	0.62	0.64	0.38	0.63	0.61	0.65	0.47
DJ286	-0.11	-0.04	-0.12	-0.33	0.80	1.12	1.05	0.19	0.70	0.83	0.87	0.46
DJ287	-0.03	0.00	0.09	0.16	0.36	0.46	0.56	0.72	0.49	0.50	0.56	0.74
DK291	-0.10	-0.11	-0.09	0.03	0.19	0.22	0.10	0.23	0.32	0.36	0.24	0.37
DK292	-0.17	-0.19	-0.23	-0.37	0.33	0.57	0.58	0.62	0.54	0.60	0.66	0.77
DK293	-0.43	-0.99	-1.34	-1.70	1.31	2.05	2.28	2.17	0.92	1.16	1.49	1.81
DK294	-0.13	-0.08	0.08	0.66	1.68	1.77	2.07	2.98	0.81	0.86	0.94	1.38
DK295	-0.28	-0.35	-0.43	-0.28	0.97	0.87	1.46	2.52	0.66	0.77	0.95	1.24
DK296	0.07	0.18	0.17	0.32	0.66	0.69	0.88	0.52	0.57	0.63	0.66	0.64
DK297	-0.03	-0.03	-0.13	-0.07	0.28	0.46	0.48	0.22	0.43	0.45	0.53	0.37
DL300	0.28	0.20	0.29	0.12	9.33	15.50	13.98	10.45	5.86	6.40	5.56	4.49
DL311	0.03	0.04	0.03	0.02	0.05	0.06	0.06	0.03	0.21	0.23	0.26	0.15
DL312	0.03	0.13	0.19	0.27	0.08	0.12	0.15	0.18	0.28	0.32	0.37	0.47
DL313	0.03	0.06	0.02	-0.07	0.05	0.10	0.09	0.05	0.18	0.28	0.26	0.17
DL314	-0.06	-0.04	-0.08	0.51	1.24	1.96	2.44	2.34	0.98	1.30	1.35	1.67
DL315	-0.01	0.01	0.05	0.23	0.10	0.12	0.13	0.33	0.23	0.27	0.34	0.58
DL316	0.00	-0.24	-0.68	-0.11	2.14	2.93	2.37	2.49	1.56	1.85	1.44	1.45
DL321	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
DL322	0.29	0.58	0.74	1.00	0.38	0.52	0.29	0.25	0.68	0.89	0.96	1.27
DL323	0.10	0.29	0.59	1.81	4.23	6.70	8.20	18.52	2.08	2.73	3.19	4.64
DL331	-0.44	-0.74	-1.04	-0.85	0.29	0.83	1.02	2.07	0.49	0.90	1.12	1.28
DL332	-0.44	-0.65	-0.89	-1.05	0.35	0.26	0.18	0.48	0.60	0.75	0.92	1.13
DL334	-0.21	-0.24	-0.52	-0.48	0.90	1.60	1.57	2.77	0.75	1.10	1.23	1.49
DL335	0.13	0.18	0.13	0.32	0.76	0.86	0.95	0.67	0.94	1.03	1.04	1.08
DM341	0.08	0.36	0.25	-0.05	3.01	3.18	2.94	2.79	1.78	1.82	1.71	1.57
DM342	-0.48	-0.60	-0.94	-1.53	2.87	5.00	6.26	4.98	2.57	3.27	3.80	3.65
DM343	-0.23	-0.18	-0.24	-0.09	0.83	0.76	0.61	1.26	0.77	0.73	0.73	1.00
DM351	-0.02	0.08	0.18	0.56	0.30	0.32	0.43	0.20	0.40	0.36	0.52	0.64
DM352	-0.23	-0.28	-0.32	-0.18	0.88	0.55	0.67	0.96	0.77	0.58	0.83	0.89
DM353	0.00	-0.01	-0.11	-0.37	0.13	0.11	0.16	0.22	0.33	0.28	0.28	0.47
DM354	0.20	0.08	-0.05	-0.54	1.45	1.79	1.55	1.06	1.34	1.23	1.20	1.17
DN361	-0.11	-0.08	-0.06	-0.36	0.86	1.53	1.93	1.58	0.72	0.91	1.18	1.01
DN362	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
DN363	-0.87	-0.29	-1.00	-0.56	7.73	0.80	2.86	0.69	2.03	1.35	1.74	1.07
DN365	0.12	0.53	0.80	1.78	0.87	1.29	1.38	2.48	0.66	0.99	1.09	2.01
DN366	-0.40	0.63	0.55	-1.67	10.01	16.94	17.14	20.86	2.82	3.29	3.02	3.70

Continua alla pagina successiva

Continua dalla pagina precedente

Serie	Medie				Varianze				MAPE %			
	1 p.	2 p.	3 p.	6 p.	1 p.	2 p.	3 p.	6 p.	1 p.	2 p.	3 p.	6 p.
DN371	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
DN372	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
E401	0.00	0.11	0.13	0.17	0.07	0.10	0.14	0.09	0.17	0.23	0.26	0.27
E402	-0.11	-0.22	-0.28	-0.39	0.32	0.54	0.55	0.56	0.38	0.55	0.60	0.67
E403	-0.03	0.04	0.16	0.09	0.08	0.25	0.40	0.28	0.21	0.35	0.49	0.38

Tabella 10: Indicatori di revisione dei dati destagionalizzati con l'approccio indiretto; Indice generale, RPI, sezioni, sottosezioni e divisioni (set. 01 - set. 03)

Serie	Medie				Varianze				MAPE %			
	1 p.	2 p.	3 p.	6 p.	1 p.	2 p.	3 p.	6 p.	1 p.	2 p.	3 p.	6 p.
Generale	-0.03	0.00	-0.04	-0.02	0.04	0.06	0.06	0.05	0.17	0.17	0.20	0.19
C	0.01	0.03	-0.05	-0.09	0.11	0.17	0.20	0.22	0.22★	0.29★	0.35★	0.37★
D	-0.04	-0.01	-0.04	-0.02	0.06	0.09	0.08	0.07	0.22	0.22	0.22	0.22
E	-0.04	-0.01	0.00	0.00	0.06	0.10	0.15	0.14	0.17	0.25	0.29	0.32★
Interm.	-0.04	-0.05	-0.08	-0.03	0.05	0.09	0.07	0.05	0.18	0.25	0.23	0.17
Strument.	-0.10	-0.11	-0.12	-0.14	0.09	0.17	0.19	0.23	0.28	0.30	0.38	0.40
Durevole	-0.06	-0.05	-0.10	-0.23	0.35	0.64	0.74	0.66	0.50	0.67	0.74	0.70
Non dur.	0.01	0.11	0.15	0.18	0.07	0.11	0.07	0.07	0.23	0.26	0.24	0.25
Cons. tot.	0.02	0.11	0.12	0.11	0.10	0.17	0.17	0.11	0.26	0.32	0.31	0.30
Energia	-0.03	-0.01	-0.03	-0.04	0.05	0.06	0.09	0.10	0.15	0.18	0.23	0.26
CA	0.03	-0.02	-0.15	-0.28	0.26	0.41	0.34	0.25	0.31★	0.43★	0.41★	0.37★
CB	0.07	0.18	0.28	0.40	0.49	0.96	1.40	1.50	0.67★	1.03★	1.21★	1.42★
DA	0.06	0.13	0.18	0.34	0.04	0.13	0.16	0.30	0.16★	0.22★	0.25★	0.43★
DB	0.06	0.07	0.11	0.08	0.30	0.63	0.53	0.52	0.48★	0.71★	0.63★	0.60
DC	0.07	0.15	0.22	0.25	0.24	0.36	0.37	0.39	0.48	0.57★	0.61★	0.64
DD	-0.05	-0.08	0.00	0.10	0.20	0.16	0.09	0.11	0.30	0.27	0.23	0.28
DE	0.00	0.01	-0.03	-0.03	0.03	0.04	0.03	0.02	0.12	0.16★	0.13★	0.11
DF	-0.04	-0.06	-0.08	0.02	0.10	0.12	0.13	0.07	0.22★	0.28★	0.33★	0.23★
DG	-0.07	-0.04	-0.10	-0.23	0.06	0.06	0.05	0.04	0.19	0.19	0.22	0.24
DH	0.00	-0.02	-0.08	-0.15	0.15	0.36	0.44	0.18	0.32	0.46	0.53★	0.35
DI	-0.06	-0.07	-0.10	-0.06	0.03	0.06	0.09	0.13	0.15	0.19★	0.26★	0.30★
DJ	-0.01	0.03	0.05	0.07	0.12	0.14	0.12	0.08	0.26	0.31★	0.29	0.24
DK	-0.18	-0.23	-0.27	-0.18	0.27	0.38	0.48	0.67	0.42	0.52	0.60	0.66
DL	-0.03	-0.08	-0.19	-0.01	0.24	0.32	0.17	0.34	0.47	0.58	0.40	0.55★
DM	-0.07	0.03	-0.06	-0.18	0.67	0.73	0.49	0.74	0.73★	0.84★	0.68★	0.85★
DN	-0.12	0.02	0.02	-0.38	0.65	1.17	1.43	0.75	0.73★	0.87★	1.05★	0.68★
DA15	0.06	0.16	0.20	0.36	0.04	0.12	0.15	0.28	0.15	0.22	0.22	0.41
DA16	-0.04	-0.23	-0.27	0.49	2.18	2.74	2.83	3.20	1.00	1.44	1.48	1.68
DB17	-0.06	-0.10	-0.18	-0.15	0.13	0.30	0.27	0.21	0.34	0.46	0.48	0.38
DB18	0.21	0.30	0.54	0.43	0.88	2.05	2.18	2.46	0.84	1.24	1.52	1.37
DC19	0.07	0.15	0.22	0.25	0.24	0.36	0.37	0.39	0.48	0.57	0.61	0.64
DD20	-0.05	-0.08	0.00	0.10	0.20	0.16	0.09	0.11	0.30	0.27	0.23	0.28
DE21	-0.08	-0.11	-0.15	-0.13	0.06	0.16	0.13	0.18	0.21	0.31	0.27	0.33
DE22	0.03	0.07	0.05	0.02	0.03	0.09	0.11	0.11	0.16	0.26	0.30	0.28
DF23	-0.04	-0.06	-0.08	0.02	0.10	0.12	0.13	0.07	0.22	0.28	0.33	0.23
DG24	-0.07	-0.04	-0.10	-0.23	0.06	0.06	0.05	0.04	0.19	0.19	0.22	0.24
DH25	0.00	-0.02	-0.08	-0.15	0.15	0.36	0.44	0.18	0.32	0.46	0.53	0.35
DI26	-0.06	-0.07	-0.10	-0.06	0.03	0.06	0.09	0.13	0.15	0.19	0.26	0.30
DJ27	-0.03	-0.03	-0.03	0.09	0.08	0.08	0.09	0.12	0.23	0.24	0.24	0.29
DJ28	-0.02	0.02	0.07	0.04	0.16	0.17	0.15	0.09	0.32	0.35	0.32	0.26
DK29	-0.18	-0.23	-0.27	-0.18	0.27	0.38	0.48	0.67	0.42	0.52	0.60	0.66
DL30	0.28	0.20	0.29	0.12	9.33	15.50	13.98	10.45	5.86	6.40	5.56	4.49
DL31	0.01	-0.07	-0.24	0.05	0.51	0.69	0.55	0.66	0.70	0.86	0.65	0.79
DL32	0.17	0.36	0.45	0.67	0.15	0.19	0.12	0.11	0.42	0.50	0.57	0.84
DL33	-0.37	-0.57	-0.86	-0.81	0.21	0.41	0.39	1.36	0.49	0.73	0.91	1.21
DM34	-0.11	0.02	-0.09	-0.20	1.46	1.36	1.14	1.52	1.18	1.19	1.07	1.24
DM35	0.03	0.02	-0.02	-0.12	0.15	0.19	0.15	0.08	0.31	0.34	0.30	0.22
DN36	-0.13	0.03	0.02	-0.40	0.71	1.27	1.57	0.85	0.76	0.91	1.11	0.73
DN37	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

Tabella 11: Misure qualitative

Indicatore	Gen. (AR3)	Gen. (Air.)	Sez. C	Sez. D	Sez. E	Interm.	Strum.	Non dur.	Dur.	Ener.	Cons. tot.	
	CONFRONTO TRA DATI DESTAGIONALIZZATI											
AAPD (01/90-09/01)	0.48	0.39	0.68	0.51	0.56	0.40	0.76	0.57	0.83	0.43	0.52	
AAPD (01/00-09/01)	0.48	0.43	0.63	0.50	0.42	0.38	0.71	0.68	0.79	0.39	0.62	
MAPD (01/90-09/01)	1.86	1.86	3.42	1.74	2.30	1.95	3.60	2.41	6.79	1.51	3.48	
MAPD (01/00-09/01)	1.40	1.86	1.98	1.70	1.88	1.60	2.27	1.95	6.79	1.51	3.48	
	CONFRONTO TRA VARIAZIONI CONGIUNTURALI											
Media	0.00	0.00	-0.01	0.00	-0.01	-0.01	0.00	0.00	-0.01	0.00	0.00	
Max	2.89	2.77	3.79	3.10	2.66	2.16	3.49	2.28	7.27	1.83	3.02	
Min	-2.77	-1.59	-3.24	-2.84	-3.43	-2.26	-4.71	-2.64	-7.55	-2.62	-2.91	
Varianza	0.86	0.55	1.50	0.98	0.53	0.55	2.38	0.71	2.68	0.39	0.75	
Range	5.66	4.36	7.04	5.94	6.10	4.42	8.20	4.92	14.82	4.45	5.93	
% SC (01/90-09/01)	85.98	85.98	94.51	88.41	94.51	89.63	83.54	91.46	88.41	95.12	89.63	
% SC (01/00-09/01)	86.67	86.67	88.89	86.67	95.56	93.33	82.22	84.44	88.89	95.56	82.22	
	MISURE DI SMOOTHNESS											
R1	<i>indiretto</i>	316	316	2699	372	722	408	885	557	1114	476	454
	<i>diretto</i>	99	412	2958	174	922	411	445	672	1361	603	544
R2	<i>indiretto</i>	101	101	956	120	264	136	293	181	391	166	150
	<i>diretto</i>	28	126	1046	56	332	128	144	216	456	210	174
MAR(S) ^a	<i>indiretto</i>	191183	191183	218480	192919	174595	193388	189253	200142	163647	187846	191986
	<i>diretto</i>	191195	191205	218473	192964	174727	193444	189327	200236	163651	187923	192030
MAR2(TC)	<i>indiretto</i>	882	882	6813	1028	1740	1087	2426	1606	3025	1118	1277
	<i>diretto</i>	196	1178	7371	404	2217	1105	1080	1900	3833	1388	1513
MCD	<i>indiretto</i>	3	3	4	4	4	3	3	5	5	4	5
	<i>diretto</i>	2	4	4	2	4	3	3	5	5	4	5

^aDati in migliaia.